



**Revista
Latinoamericana
de Población**

Revista Latinoamericana de Población

ISSN: 2175-8581

alap.revista@alapop.org

Asociación Latinoamericana de Población

Organismo Internacional

Cabella, Wanda

Los determinantes de la ruptura de la primera unión en el Uruguay: un análisis a partir de dos encuestas retrospectivas

Revista Latinoamericana de Población, vol. 4, núm. 7, enero-diciembre, 2010, pp. 31-56

Asociación Latinoamericana de Población

Buenos Aires, Organismo Internacional

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323827303003>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

Los determinantes de la ruptura de la primera unión en el Uruguay: un análisis a partir de dos encuestas retrospectivas

*The determinants of first union breakdown 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 investigar los determinantes de la disolución de la primera unión en el Uruguay a partir del análisis de dos encuestas de carácter retrospectivo realizadas durante la década de 1990. A pesar de que la información presenta limitaciones, es importante resaltar que en el Uruguay y en la región en general son escasos los estudios de corte longitudinal sobre los factores que determinan las rupturas.

Se consideraron tres grandes grupos de determinantes: 1) demográficos (edad a la primera unión, tipo de unión, hijos); 2) socioeconómicos (educación, área de residencia, actividad laboral); y 3) factores ideológicos (religión, ideología de género).

Los resultados indican que las variables que dan cuenta de la historia del vínculo –más que las características sociales de los cónyuges– se perfilan como los principales determinantes de la mayor o menor estabilidad de las uniones. La relación entre el carácter consensual de las uniones y su mayor inestabilidad es uno de los más importantes predictores de ruptura. Aun controlando factores como la edad, la fecundidad, la educación y la orientación religiosa, las uniones libres tienen probabilidades significativamente mayores de disolverse. Asimismo, la presencia o ausencia de hijos en las parejas es una variable que muestra efectos significativos sobre la probabilidad de ruptura.

Palabras clave: rupturas conyugales, determinantes del divorcio, Uruguay.

Abstract

The aim of this study is to analyze the determinants of first union dissolution in Uruguay through the analysis of two retrospective surveys conducted during the 1990's. Although information has limitations, it is important to note that in Uruguay and the region in general, there are few studies on determinants of divorce, based on longitudinal data. We consider three groups of determinants: 1) demographics (age at first marriage and union status, fertility); 2) socioeconomic factors (education, area of residence, work activity); and 3) ideological factors (religion, gender value orientation). The results indicate that the variables relating to the history of the union, rather than to the social characteristics of the spouse, are major determinants of union stability. The status of the union (cohabiting union or marriage) is one of the most important predictors of rupture. Even after controlling factors such as age, fertility, education and religious orientation, cohabiting unions are significantly more likely to dissolve. Also, the presence or absence of children shows significant effects on the likelihood of dissolution.

Introducción

El objetivo de este trabajo es presentar un análisis de los determinantes de la disolución de la primera unión en el Uruguay a partir del estudio de las trayectorias conyugales reconocidas en dos encuestas de carácter retrospectivo realizadas en Montevideo y en el país.

La primera sección es una revisión teórica de los factores usualmente considerados como predictores de las rupturas conyugales. En la siguiente sección se presenta una breve descripción de los datos utilizados. La tercera sección se concentra en el estudio de los determinantes de la ruptura de la primera unión conyugal, utilizando técnicas de análisis multivariado (modelos *probit*). Los resultados se presentan en forma separada para varones y mujeres de todo el país sobre la base de la Encuesta de Género y Generaciones (EGG) (2004) y de las respuestas de las mujeres montevideanas entrevistadas en 2001 en la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF).

Una revisión teórica de los determinantes de las rupturas conyugales

El estudio de los factores asociados al divorcio ha conocido un gran florecimiento en las últimas tres décadas, estimulado por el aumento que experimentaron las rupturas conyugales en la mayor parte de los países desarrollados. Asimismo, jugaron un papel importante la reciente disponibilidad de encuestas y grandes bases de datos y las más afinadas técnicas estadísticas. Aunque también ha sido creciente la sofisticación de los modelos explicativos, la mayoría de los estudios considera un conjunto acotado de variables, integrado por factores demográficos, socioeconómicos, ideológicos y psicológicos. Como señala White (1990), durante la década de 1980, a pesar de la eclosión de trabajos sobre los determinantes del divorcio, los avances en el terreno de la explicación teórica fueron limitados. Según esta autora, los investigadores han confiado más “en el sentido común que en la perspectiva teórica y ha sido escasa la pretensión de que la teoría guíe el trabajo empírico” (p. 909. Traducción propia). En general, el estudio del divorcio ha tenido lugar fuera de las grandes corrientes teóricas de las ciencias sociales. A partir de la década de 1990, el análisis de tales determinantes se inscribe con mayor frecuencia en el marco de las teorías de la individualización en la modernidad tardía, y más recientemente en el contexto de la Segunda Transición Demográfica.

En las páginas siguientes se presenta una discusión de los factores usualmente considerados en los estudios de determinantes de las rupturas conyugales.

Factores demográficos y de curso de vida

Las variables que se consideran en este conjunto de factores son: la edad a la unión (en especial si se trata de la primera), el tipo de unión, el rango de la unión y la trayectoria reproductiva.

La edad a la unión

La precocidad de la entrada a la primera unión es uno los predictores más consistentes de la ruptura. Este hecho se suele interpretar de varias maneras. Se ve como el resultado de una elección apresurada, o al menos poco “rigurosa”, del cónyuge, argumento que ha sido

sostenido especialmente desde la economía.¹ Los argumentos sociológicos, en parte tomados de la psicología, consideran que cuanto más jóvenes son los miembros de la pareja, menor es su madurez emocional para hacer frente a los compromisos y tensiones de la vida en común, menor es su educación y, por tanto, también es menor su capacidad para resolver conflictos. Además, se señala que, dado que las personas tienden a cambiar de aspiraciones y de intereses en la juventud temprana, cuanto más jóvenes son los cónyuges, más altas son las chances de que se produzca una divergencia en los intereses entre los miembros de la pareja (Wolfinger, 2003; Amato, 1996; Clarke, 1999; Wolkott y Hughes, 1999).

El tipo de unión: consensualidad, cohabitación prenupcial y divorcio

La vasta mayoría de los estudios realizados en los países desarrollados muestra consistentemente que tanto la cohabitación prenupcial como la consensualidad se asocian a niveles particularmente altos de ruptura.

Con respecto a la cohabitación prenupcial, es corriente encontrar dos vertientes explicativas en el extenso cuerpo de evidencia que documenta esta asociación. La primera de ellas, conocida como *teoría causal*, sostiene que la propia experiencia de la cohabitación provoca inestabilidad en la pareja (Axinn y Thornton, 1992). La lógica de esta argumentación es que el período previo de convivencia favorece el cambio de actitudes frente al matrimonio, en el sentido de que cuestiona sus bases institucionales. Por su parte, la *teoría de la auto-selección* aduce que los mayores riesgos de disolución entre los cohabitantes prenupciales se deben imputar a las propias características de los individuos que deciden cohabitar; es decir, los rasgos que determinan la mayor propensión a cohabitar actúan también sobre la propensión a divorciarse. Se trata de individuos que, en general, detentan valores menos tradicionales frente al matrimonio, que no profesan una religión, que tienen mayor probabilidad de tener padres separados, menor tolerancia a relaciones poco satisfactorias y menores niveles de compromiso familiar. En definitiva, esta teoría sostiene que estos individuos se hubieran divorciado aun sin una cohabitación previa al matrimonio (Philips y Sweeney, 2005; Weston, Qu y De Vaus, 2003; Teachman, 2003).

Para el caso del Uruguay, un trabajo reciente (Bucheli y Vigna, 2005), realizado sobre la base de los datos de la ESF y utilizando modelos de duración multivariados, revela que para las mujeres montevideanas predomina el efecto de auto-selección, en la medida en que el período de convivencia previo al matrimonio está positivamente relacionado con la probabilidad de divorciarse. Vale aclarar que estos autores no contraponen las dos teorías mencionadas, sino que prueban el efecto de auto-selección frente a la “teoría del aprendizaje”. Esta última perspectiva asevera que el período previo de cohabitación actúa como estabilizador del matrimonio, en tanto permite poner a prueba la compatibilidad entre ambos cónyuges.

Más recientemente se ha planteado que la relación positiva entre cohabitación prenupcial y ruptura es, en realidad, una construcción estadística que resulta de medir la

1 En particular, este argumento ha sido desarrollado por Gary Becker y colegas en un artículo publicado en 1977: “An economic analysis of marital instability” (citado en Clarke y Berrington, 1999).

probabilidad de ruptura a partir de la fecha del matrimonio legal y no desde el inicio de la convivencia (Weston, Qu y De Vaus, 2003).

Si bien los mismos esquemas explicativos que relacionan cohabitación prenupcial y ruptura conyugal se pueden aplicar a las uniones que no son legalizadas –a veces llamadas uniones consensuales estables–, el cuerpo de investigación existente al respecto es significativamente menor. Es decir, a pesar de que la consensualidad es una forma conyugal extendida en América Latina, son escasos los trabajos abocados a estudiar la estabilidad de este tipo de uniones y son también muy pocas las fuentes adecuadas para este tipo de análisis.

La teoría de la “incertidumbre de rol”, utilizada por Ruben Kaztman para explicar el crecimiento de las uniones consensuales en los sectores pobres urbanos, se destaca como un cuerpo de ideas organizado que permite extraer algunas conclusiones con respecto a cuáles serían los vínculos entre consensualidad e inestabilidad matrimonial. De acuerdo con este autor, la causa del aumento de tales uniones debe buscarse en la renuencia de los varones de los sectores pobres urbanos a conformar uniones legales, llevados por la creciente “incertidumbre de rol” que experimenta la identidad masculina en estos sectores (Kaztman, 1993). Solo una pequeña parte de las uniones consensuales respondería a actitudes más modernas frente a la vida conyugal, Kaztman (1993, 2002) parte de la idea de que la identidad masculina se basa en dos pilares: la familia y el trabajo; y, mientras que el cambio de roles a nivel doméstico socavó el poder de los varones dentro de la familia, el desempleo y el deterioro de las condiciones laborales de los trabajadores poco calificados redujeron sus posibilidades de realización en el ámbito público y debilitaron su imagen como proveedores económicos del hogar. Estos dos elementos llevarían a los hombres a no comprometerse en relaciones estables (Kaztman, 1993, 1997, 2002). En este esquema, la conformación de uniones consensuales en los países de la región estaría vinculada a la posibilidad masculina de escapar del vínculo matrimonial sin mayores trabas legales y sin mayores consecuencias económicas subsecuentes a la ruptura.

34

Año 4

Número 7

Enero/
diciembre

2010

Las trayectorias reproductivas

La evidencia encontrada es consistente en reportar un mayor riesgo de ruptura entre aquellas personas que no han iniciado la etapa reproductiva (Wolkott y Hughes, 1999; Amato, 1996; Cherlin, 1992; Waite y Lillard 1991; White, 1990). Sin embargo, existe controversia respecto del sentido de la causalidad: mientras que, por un lado, se sostiene que los hijos aportan estabilidad al matrimonio, por otro lado, se aduce que es factible que las parejas menos dispuestas a asumir compromisos de largo plazo decidan no iniciar la etapa reproductiva (Berrington y Diamond, 1999; Waite y Lillard, 1991).

Los estudios más recientes han incluido no solo la presencia o ausencia de hijos, sino el número, la edad y el sexo de los mismos, partiendo del supuesto de que los hijos eventualmente aportan estabilidad al matrimonio únicamente bajo ciertas circunstancias. Waite y Lillard (1991) apuntan que no se constata una asociación lineal entre el número de hijos y la estabilidad del matrimonio, aun controlando por duración. Estos autores encuentran que la probabilidad de ruptura es alta entre las parejas sin hijos y entre

aquellas que alcanzan parídeces más altas. Asimismo, observan que la probabilidad de ruptura es baja en los primeros dos años subsecuentes al nacimiento del primer hijo y aumenta después de que los hijos superan la edad escolar. De esta manera, se sugiere que el rol protector de los hijos opera a edades tempranas, pero que, a medida que estos crecen, es factible que los padres rompan con relaciones pocos satisfactorias pero toleradas mientras los niños son dependientes. Estos resultados se confirman también en estudios realizados en países europeos (Erlangsen y Andersson, 2001).

Dentro de las variables que integran el curso de vida, se suele incluir la experiencia matrimonial de los padres. De esta manera se habla de *transmisión intergeneracional del divorcio* para referirse a la influencia de la estructura de la familia de origen sobre el comportamiento conyugal de los individuos. Un importante cuerpo de trabajos empíricos da cuenta del mayor riesgo que tienen los hijos de padres separados de experimentar su propia separación (Wolfinger, 2003; Engelhardt, Trappe y Dronkers, 2002; Amato, 1996). Se aduce que la transmisión intergeneracional se produce por diversas vías. Algunos estudios señalan que los hijos de padres separados tienen mayor probabilidad de entrar en unión más tempranamente y de optar por uniones consensuales (Kiernan y Cherlin, 1999). Otras explicaciones enfatizan los efectos de la ruptura parental sobre la incorporación de los roles familiares durante el período de socialización (Cherlin, Kiernan y Chase Landale, 1995).

Factores socioeconómicos e ideológicos

El nivel educativo

35

W. Cabella

El rol que juega la educación de los miembros de la pareja ha sido extensamente tratado en los estudios de los determinantes del divorcio. Tampoco en este terreno las respuestas son unívocas: mientras que varios trabajos muestran que el riesgo de ruptura marital está inversamente relacionado con el nivel educativo de los cónyuges, muchos otros muestran la inexistencia de efectos de la educación sobre la probabilidad de divorciarse (Jalovaara, 2001).

Las investigaciones que abordan las causas de la ruptura en el nivel agregado y en clave comparativa llegan a la conclusión de que, en los países donde el nivel de divorcio es alto, la educación deja de ejercer efectos sobre la propensión a divorciarse, mientras que, en aquellos en que está poco extendido, son los sectores más educados los que muestran tasas de rupturas más elevadas. Ello se explicaría como el resultado de actitudes más liberales y modernas con respecto a la institución matrimonial entre las mujeres con mayor educación formal (Clarke, 1999; Ruiz Becerril, 1999; Houle, Simó, Treviño y Solsona, 1998; Kiernan y Mueller, 1998). Asimismo, se encuentra que también en la sucesión de las cohortes matrimoniales la educación deja de tener peso en la decisión de ruptura, lo que se interpreta como el resultado de un proceso de democratización del divorcio (Houle, Simó, Treviño y Solsona, 1998). En el nivel individual, esta asociación se explica por la relación entre mayor educación y mejores oportunidades de empleo y, por ende, mayores ingresos; desde el punto de vista de las mujeres, ello puede implicar la posesión de recursos financieros para sustentar un hogar de forma autónoma. Este argumento está íntimamente conectado con la hipótesis de la independencia económica femenina, que será desarrollada a continuación.

Sin embargo, se debe señalar que en otros contextos, aun con niveles altos de divorcio, se observa que la ruptura es más frecuente entre los sectores menos educados. Es el caso de los Estados Unidos, donde se constata la asociación entre bajo capital educativo –particularmente entre la población afroamericana– y mayor riesgo de ruptura (Casper y Bianchi, 2002; Cherlin, 1992).

El trabajo femenino y la hipótesis de la independencia económica

La hipótesis de la independencia económica de la mujer es una de las más frecuentes explicaciones del aumento del divorcio. Esta hipótesis sostiene que el ingreso masivo y sostenido de las mujeres al mercado de trabajo ha sido una de las más potentes influencias en el incremento de las rupturas matrimoniales, en la medida en que erosionó la división sexual del trabajo sobre las que se basaba el matrimonio tradicional. Con mayores o menores matices, la importancia de la relación entre trabajo femenino, autonomía económica y divorcio ha sido asumida por la mayoría de los trabajos que analizan los cambios en la estabilidad de los matrimonios ocurridos desde fines de los años sesenta (Ruggles, 1997; Goode, 1993; Cherlin, 1992).

A pesar de que en el nivel agregado existe una fuerte correlación entre aumento de la participación laboral femenina y aumento del divorcio, en el nivel individual los efectos del trabajo femenino han arrojado resultados contradictorios (White, 1990). Por un lado, el hecho de que la mujer se vuelva menos dependiente económicamente aumenta la probabilidad de ruptura, en la medida que se reducen los beneficios del matrimonio (efecto de independencia). Por otro lado, algunos autores hallaron que el hecho de que la mujer genere ingresos significa un alivio a la situación económica del hogar y que, por tanto, puede contribuir a la estabilidad del matrimonio. Esto se comprueba en especial si los ingresos de la mujer no son suficientes para vivir independientemente (Liu y Vikat, 2004). Otros estudios muestran que, si el empleo femenino se combina con una carga importante de labores domésticas y cuidado de los niños, ello aumenta el nivel de conflicto de las parejas. En definitiva, ambos procesos pueden actuar simultáneamente: un mayor nivel de ingresos contribuiría a aliviar los problemas conyugales causados por dificultades financieras, pero la recarga del trabajo doméstico y extradoméstico en la mujer puede generar mayores tensiones y derivar en la ruptura del matrimonio (Wolkott y Hughes, 1999). Finalmente, hay autores que apuntan que, aunque es muy frecuente que la relación entre trabajo femenino y divorcio sea positiva, la causalidad no es clara, en el sentido de que, si bien las mujeres que trabajan fuera del hogar tienen mayores chances de concretar un proyecto de divorcio, también puede ocurrir que aquellas que anticipan la posibilidad de la ruptura decidan ingresar al mercado laboral (Clarke, 1999).

El papel de las actitudes y las ideas

Los factores relativos a la influencia que ejercen las actitudes y las ideas sobre la estabilidad de los vínculos maritales conforman un terreno mucho menos desarrollado en los estudios de divorcio. En la medida en que el propio curso de vida contribuye a modificar las orientaciones ideológicas, es particularmente complejo establecer conexiones causales entre valores más o menos tradicionales y ruptura de la unión a partir de encuestas

retrospectivas. Además, en parte debido a la falta de datos apropiados y en parte por la centralidad que se le ha otorgado a las variables más duras, es escaso el número de trabajos que incluyen una batería más o menos amplia de indicadores orientados a recoger el impacto de las actitudes sobre las decisiones conyugales. En su gran mayoría, los estudios se limitan a incluir la orientación religiosa. Esta suele comportarse en el sentido esperado: presenta una asociación negativa con la ruptura cuando los individuos creen o son practicantes de una religión, en particular del catolicismo.

La Encuesta de Situaciones Familiares y la Encuesta de Género y Generaciones

En este apartado se presentan las principales características de las dos encuestas utilizadas para realizar el trabajo empírico. Ambas recogieron información sobre las historias conyugales utilizando formatos de entrevista muy similares, y 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. Las preguntas más relevantes a los efectos del análisis que aquí se presenta son: fecha de inicio y eventual finalización de cada unión, tipo de unión (matrimonio directo, cohabitación prenupcial o unión consensual), fecundidad de cada unión y características del cónyuge para cada una de las uniones.

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

La encuesta *Reproducción biológica y social de la población uruguaya: una aproximación desde la perspectiva de género y generaciones* (EGG) se implementó en varios departamentos del país durante los meses de octubre de 2004 a enero de 2005 con 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 y más habitantes. Además de los módulos básicos comunes, la encuesta constó de dos formularios centrales diferentes: uno de ellos se aplicó a la población entre 15 y 59 años de edad (Formulario A) y el otro 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 el que 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. Cabe destacar que se seleccionó solo una persona por hogar en ese tramo, 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 fue de 1,046 y el número de mujeres alcanzó 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

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

Los determinantes de la ruptura en el Uruguay y en Montevideo: análisis de resultados

En primer lugar, cabe señalar que, del total de encuestados alguna vez unidos, en torno a un tercio experimentó la ruptura de su primera unión. Los resultados obtenidos para las mujeres montevideanas en las dos encuestas son consistentes entre sí y arrojan una cifra muy cercana al 30%. Asimismo, se constata que la tasa de ruptura es levemente mayor en la capital que en el interior del país, tanto entre los varones como entre las mujeres. Este resultado es esperable dado que la expansión del divorcio ha sido más tardía en el interior del Uruguay, aunque ya a mediados de la década de 1990 la tasa bruta de divorcio (de matrimonios legales) era muy similar a la registrada en Montevideo (Filgueira, 1996).

Cuadro 1
Tasa de ruptura de la primera unión según sexo y área de residencia. Uruguay

Área de residencia	Mujeres		Varones EGG
	ESF	EGG	
Montevideo	31.3	29.7	30.5
Interior		25.6	27.0
Total		27.6	28.8

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la ESF y la EGG.

Cuadro 2
Medias muestrales de las variables independientes según sexo.
Personas mayores entre 25 y 54 años alguna vez unidas. Uruguay. Año 2004

38

Año 4
Número 7
Enero/
diciembre
2010

Variable	Mujeres	Varones
Edad	39.18 (8.18)	39.61 (8.73)
Edad a la unión	22.22 (5.49)	23.97 (5.26)
Tipo de vínculo (0= Unión Consensual; 1= Matrimonio)	0.74	0.66
Hijos de la primera unión	0.87	0.78
Área de residencia (0= Interior; 1=Montevideo)	0.49	0.50
Años de estudio		
0-8	0.39	0.43
9-12	0.39	0.39
13+	0.22	0.18
Nunca trabajó	0.08	0.01
Religión (0= No creyente; 1= Creyente)	0.67	0.55
N	1,114.00	904.00

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

A continuación se describen los resultados del análisis multivariado de los determinantes del divorcio a partir de la información de la EGG y de la ESF. En primer lugar, se muestran las estimaciones realizadas sobre la base de la EGG, cuyos datos permiten determinar si existen diferencias de género en la probabilidad de ruptura del primer episodio conyugal. En segundo lugar, se presentan los resultados derivados de la ESF para las mujeres montevideanas, considerando un conjunto de variables similares a las utilizadas en los modelos estimados para varones y mujeres. En ambos casos, la variable dependiente es la probabilidad de haber experimentado la ruptura de la primera unión para todas aquellas personas que iniciaron su vida conyugal.

Los determinantes de la ruptura entre los varones y mujeres del Uruguay: un análisis a partir de la EGG

La muestra considerada para realizar este análisis se compone de los varones y mujeres alguna vez unidos; es decir, se elimina del análisis el conjunto de personas que nunca estuvo en unión. Asimismo, se considera solamente a los encuestados y encuestadas mayores de 25 años y menores de 55 cuya unión haya sido conformada antes de 2002. La decisión de restringir la muestra a este grupo de edad se debe, en primer lugar, a que antes de los 25 años la movilidad conyugal es muy importante y, en segundo lugar, a la necesidad de uniformar a la población objetivo respecto del rango de edades de las encuestadas en ESF. De todos modos, se debe resaltar que los resultados obtenidos no son estrictamente comparables por tratarse de muestras tomadas con distintos criterios, en diferentes años y con diversa cobertura geográfica.

Entre los factores determinantes, se buscó incluir variables relativas a las características demográficas y biográficas y variables que dieran cuenta de sus estatus socioeconómicos y de sus actitudes. En el Cuadro 2 se muestran las medias muestrales de las variables independientes consideradas en los modelos. Las variables incluidas son las siguientes:

Variables demográficas y de curso de vida

1) *La edad*: se incluye como una variable de control. Si bien el divorcio aumenta en las nuevas generaciones, la edad al divorcio está relacionada con el tiempo de exposición. Se analizaron distintas formas funcionales para capturar el efecto de esta variable, y resultó que la mejor especificación es aquella que incluye el cuadrado de la edad. Con esta especificación, se observa que la probabilidad de ruptura aumenta con la edad a tasas decrecientes. Por otro lado, la edad también recoge los efectos de la duración del matrimonio, otra de las variables que suele usarse como control en este tipo de análisis. Dada la alta correlación entre duración del vínculo y edad, se optó por eliminar la duración de las estimaciones.

2) *La edad a la primera unión*: se incluye como variable continua.

3) *El tipo de unión*: es una variable binaria que adquiere el valor cero si la pareja no legalizó la unión y el valor uno si se trató de un matrimonio legal.

4) *Hijos de la primera unión*: es una variable binaria que adquiere el valor cero si la persona no tuvo hijos durante su primera unión y el valor uno si tuvo al menos un hijo.

5) *Padres separados*: es una variable binaria que toma el valor cero si los padres permanecían unidos cuando la persona encuestada tenía 20 años y el valor uno si se habían separado. Dentro de esta última categoría fueron incluidos también los encuestados cuyo padre o madre fuesen desconocidos. Los casos en los que la pareja parental se había disuelto por viudez antes de los 20 años del encuestado fueron tratados como *missing values*.

Variables socioeconómicas

1) *La educación:* se incluye como variable categorizada a partir de los años de educación alcanzados al momento de la encuesta. Dado que se trata de personas de 25 y más años, la educación puede considerarse como un atributo fijo. La categoría más baja, 0 a 8 años de educación, está integrada por las personas sin instrucción, por las que realizaron estudios primarios completos o incompletos y por las que no completaron el ciclo básico de educación secundaria. La categoría 9 a 12 años incluye a las personas que completaron el primer ciclo de secundaria y a las que tienen el segundo ciclo completo o incompleto. La categoría 13 o más años incorpora a las personas que iniciaron el nivel de educación terciaria, hayan o no culminado estudios superiores. La categoría omitida es el nivel educativo más bajo.

2) *Nunca trabajó:* se incluye solamente para las mujeres, ya que es muy marginal el número de varones que nunca ingresó al mercado laboral. Es una variable binaria que toma el valor cero si la mujer estaba trabajando al momento de la entrevista o si había trabajado, aunque no participase del mercado laboral en el momento de la encuesta, y toma el valor uno si la mujer nunca participó del mercado formal de empleo.

Cuadro 3
Determinantes de la ruptura de la primera unión de mujeres y varones (modelos probit).
Uruguay. Año 2004

	Variable	Mujeres			Varones		
		Coefficiente	Significación	Efecto marginal	Coefficiente	Significación	Efecto marginal
40 Año 4 Número 7 Enero/ diciembre 2010	Edad	0.203 ***	0.001	0.042	0.180 **	0.040	0.040
	Edad ² (Edad al cuadrado)	-0.025 ***	0.001	-0.005	-0.018 *	0.094	-0.004
	Edad a la unión	-0.055 ***	0.000	-0.012	-0.083 ***	0.000	-0.018
	Tipo de vínculo (Matrimonio=1; U. cons.=0)	-1.516 ***	0.000	-0.439	-1.503 ***	0.000	-0.421
	Hijos primera unión (Sí=1; No=0)	-0.955 ***	0.000	-0.281	-1.249 ***	0.000	-0.382
	Padres separados (Sí=1; No=0)	0.019	0.611	0.004	-0.045	0.404	-0.010
	Área de residencia (Montevideo=1; interior=0)	0.133	0.158	0.028	-0.168	0.227	-0.037
	Años de estudio 9-12	-0.157	0.133	-0.032	-0.026	0.862	-0.006
	Años de estudio 13 +	0.057	0.675	0.012	0.708 ***	0.001	0.196
	Nunca trabajó (Sí=1; No=0)	-0.361 **	0.046	-0.063			
	Religión (Sí=1; No=0)	-0.379 ***	0.000	-0.085	-0.105	0.445	-0.024
	Constante	-1.666	0.149		-1.093	0.514	
Nº de observaciones				1,414.000			681.000
Máxima verosimilitud				-500.997			-233.720
Pseudo R2				0.293			0.355

Notas: En "Años de estudio" se omite la categoría 0-8 años. *** significativo al 99%; ** significativo al 95%; * significativo al 90%.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

3) *Área de residencia:* es una variable binaria que toma el valor cero si la persona residía en el interior del país al momento de la encuesta y el valor uno si se encontraba

residiendo en la capital. Si bien es posible que las personas se hayan trasladado a raíz de la ruptura, esta variable se incluye porque los estudios de divorcio suelen encontrar que existe mayor propensión a divorciarse en las grandes aglomeraciones urbanas. Dado que Montevideo concentra algo más del 40% de la población total del país, se espera que esta variable dé cuenta de dicho efecto.

Variables actitudinales

1) *Religión*: 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. Entonces, lo que la variable recoge es si la persona es o no creyente. En el total de la población encuestada, el 78% de quienes declaran tener una creencia religiosa pertenece a la fe católica. Dado que la EGG no incluyó preguntas que permitan medir actitudes frente a la vida familiar, esta variable es la única que busca reflejar actitudes más o menos tradicionales frente a la pareja y al divorcio. En hipótesis, la mayor religiosidad puede ser entendida como el reflejo de actitudes más tradicionales hacia la familia. Debe señalarse que esta variable recoge la afiliación religiosa en el momento de realizarse la encuesta, por lo que no se puede descartar que las preferencias religiosas estén afectadas por la propia historia conyugal.

Los resultados del análisis multivariado a partir de la EGG

En el Cuadro 3 se presentan, en forma separada para varones y mujeres, los resultados de las estimaciones utilizando modelos *probit*. Este cuadro incluye los coeficientes obtenidos, el nivel de significación y los efectos marginales.^{3, 4}

41

W. Cabella

En primer lugar, cabe destacar que, en lo que respecta a las variables demográficas y de historia marital, no se encuentran diferencias importantes en los determinantes de la ruptura entre varones y mujeres. Este resultado es esperable si se considera que en una proporción muy alta se trata de la primera unión para ambos miembros de la pareja y que la conformación de las parejas uruguayas sigue un patrón eminentemente homogámico (Piani, 2003; Peri, 1996).

Tanto entre los varones como entre las mujeres, las variables que dan cuenta de los efectos de la *edad* muestran que, si bien la probabilidad de divorcio aumenta con la edad –recogiendo los efectos de la mayor exposición–, tomadas en conjunto, las dos variables utilizadas para modelizar los efectos de la generación indican que la probabilidad de haber experimentado la ruptura de la primera unión decrece entre las generaciones más antiguas.

3 Se consideraron personas entre 25 y 54 años unidas antes de 2002. A pesar de que se usaron los ponderadores, el software (STATA, versión SE 8) arroja los valores originales. Ello explica las diferencias en el total y en la distribución de casos con respecto al cuadro anterior.

4 En el Anexo 1 se describen las características de los modelos *probit* y en el Anexo 2 se presentan las matrices de correlaciones entre las variables independientes consideradas.

La *edad a la unión* muestra el signo esperado: cuanto más temprano es el inicio de la vida en pareja, más alta es la probabilidad de que esta se disuelva, tanto entre varones como entre mujeres. En lo que respecta a esta variable, las estimaciones para el Uruguay confirman uno de los resultados más sólidos que refiere la bibliografía sobre los determinantes de la ruptura matrimonial.

El *tipo de vínculo*, según lo esperable, también tiene una estrecha relación con la estabilidad de la unión, mostrando el mismo signo para ambos sexos y efectos marginales de considerable y similar magnitud para varones y mujeres. La probabilidad de ruptura entre aquellos que formalizaron la unión es en torno a 40 puntos porcentuales menor que la de las personas que se casaron. Considerando que este efecto es neto de otras variables socio-demográficas que usualmente se relacionan con la consensualidad (edad, edad a la unión, educación), este resultado está en línea con la bibliografía revisada, que coincide en que las uniones consensuales son más frágiles que las uniones formales. Sin embargo, se debe tomar en cuenta que esta variable podría estar reflejando los efectos de factores actitudinales no contemplados en el modelo.

Con respecto a la relación entre *presencia o ausencia de hijos* y ruptura, los resultados están en línea con la evidencia mostrada por otros estudios en cuanto a que es frecuente encontrar una asociación negativa entre ruptura e hijos de la unión. Para el caso de Montevideo, Bucheli y Vigna (2005) llegan a la misma conclusión, pero tomando en cuenta solo las uniones formalizadas. Tampoco se registran diferencias entre varones y mujeres, y en ambos casos los efectos marginales son importantes, aunque de mayor magnitud entre los varones: la probabilidad de ruptura masculina es 38 puntos porcentuales menor si la unión fue fecunda, mientras que, entre las mujeres, tener hijos reduce la probabilidad de concluir la unión en 28 puntos porcentuales respecto de las que no los tienen. Esta diferencia podría estar relacionada con el hecho de que para los varones la disolución del vínculo implica la separación residencial de sus hijos, circunstancia que algunos de ellos pueden considerar un costo afectivo y económico importante. Como se señaló anteriormente, la causalidad del vínculo entre divorcio e hijos es de difícil discernimiento, dado que sería necesario despejar en qué medida las parejas más conflictivas o las que están menos dispuestas a asumir compromisos de larga duración optan por no tener hijos. Puede suponerse que este efecto está amortiguado por la variable *tipo de vínculo*, en la medida que es esperable que la legalización refleje una actitud de mayor apego a la institución y, por tanto, de mayor compromiso con la estabilidad del vínculo. Tomando en cuenta las limitaciones señaladas, los resultados sugieren que los hijos otorgan mayor estabilidad a las uniones, aunque no es posible saber, entre otras cosas, si es porque le aportan mayor satisfacción a la relación conyugal o porque aumentan los costos de la ruptura. Finalmente, cabe señalar que tampoco se está controlando ni el número ni la edad de los hijos, ambas variables que, como se verá en el análisis de los datos de la ESF, tienen importantes efectos en esta relación.

Con respecto a la variable que pretende mensurar los efectos de *la transmisión intergeneracional del divorcio*, medida a través de la ruptura parental previa a la entrada a la vida adulta de los encuestados, las estimaciones sugieren que la disolución del vínculo no está asociada con la estabilidad de la pareja de los padres. Este resultado podría deberse a que los efectos de la variable están mediados por la edad a la unión o por el tipo de vínculo;

sin embargo, no se encuentran correlaciones importantes entre el hecho de haber experimentado la ruptura parental y el tipo de vínculo o la edad a la unión.

Pasemos ahora al análisis de las variables explicativas relacionadas con la adscripción socioeconómica de las personas.

En lo que atañe al *área de residencia*, tampoco se encontraron efectos significativos para ninguno de los sexos, resultando que la probabilidad de ruptura es independiente de esta variable y que no se constata el efecto positivo que predice la teoría respecto de una mayor probabilidad de las rupturas en las grandes aglomeraciones urbanas.

El *nivel educativo* resultó significativo para explicar la probabilidad de disolver la primera unión entre las mujeres. En cuanto a los varones, solo hay diferencias relevantes entre los que pertenecen a la categoría más alta de educación y los que se incluyen en la más baja: la estimación arroja una relación positiva entre haber realizado estudios superiores y experimentar la ruptura de la primera unión.

El nivel educativo suele considerarse como el reflejo de dos dimensiones de la vida social: por un lado, resulta un buen predictor del nivel de ingresos y, por otro, ejerce influencias sobre los gustos y las actitudes de las personas. Si tomamos en cuenta la primera vía de impacto, la educación puede verse como una variable que indirectamente pone a prueba la hipótesis de la independencia económica de las mujeres. Recuérdese que esta explicación plantea que la autonomía económica se relaciona positivamente con la ruptura, dado que les permite a las mujeres ser menos dependientes de los ingresos del marido. La falta de asociación estadística entre educación y divorcio, una vez controlados otros factores, estaría sugiriendo que, para el caso uruguayo, el nivel de bienestar económico individual no es un buen predictor de la estabilidad de las uniones, en la medida en que la ruptura es igualmente probable entre las mujeres que acumularon mayor capital educativo que entre las que tienen poca educación. Desde otra perspectiva, siempre considerando el nivel educativo como una *proxy* del nivel de ingresos, tampoco se prueba la hipótesis de que la mayor seguridad económica otorgue estabilidad a los matrimonios.

Con respecto a la segunda vía de impacto de la educación, aquella relacionada con sus influencias sobre las actitudes, la ausencia de diferencias significativas sugiere que los valores más liberales e individualistas relativos a la vida conyugal permean a las mujeres en todos los sectores sociales.

El hecho de que los varones con nivel educativo más alto tengan más probabilidades de disolver su primera unión que los menos educados resulta sorprendente. Desde una perspectiva de la división tradicional del trabajo, cabría suponer que aquellos deberían divorciarse menos porque es esperable que tengan mayor capacidad para cumplir con su función de proveedores (Bernhardt, 2000). Efectivamente, algunos estudios han mostrado que el desempleo y la inestabilidad en el trabajo aumentan el riesgo de disolución para los varones. Para el caso del Uruguay, las ideas de Kaztman acerca de la incertidumbre de rol también abonarían la existencia de una relación negativa entre nivel educativo y ruptura de las uniones. Sin embargo, los resultados obtenidos en esta estimación no confirman esta relación, sino que muestran que la probabilidad de disolución del vínculo es mayor entre los varones que cuentan con al menos un año de estudios superiores. No ha

sido posible considerar en el modelo variables que den cuenta del estatus laboral ni de la calidad del empleo. Es posible que la inclusión de este tipo de indicadores hubiera permitido matizar o revertir este resultado. Pero, si ese no hubiera sido el resultado, una interpretación plausible de esta mayor propensión de los varones educados a disolver su primera unión es que estos confían en que su capacidad económica les asegurará mayores chances de contraer una unión más satisfactoria que la actual.

En lo que se refiere a los efectos de la *condición laboral*, solamente se pudo incluir una variable dicotómica que discrimina entre las mujeres que nunca participaron y aquellas que están o han estado insertas en el mercado de trabajo. Aun cuando es escaso el número de mujeres que nunca participó en el dicho mercado (véase el Cuadro 2), el hecho de no haber tenido ninguna experiencia laboral se asocia positivamente con la estabilidad de la unión entre las mujeres: las que nunca trabajaron fuera del hogar se divorcian menos que aquellas que están trabajando o que alguna vez en su vida estuvieron incluidas en el mercado laboral. Este resultado, a diferencia de la educación, confirmaría que las mujeres más dependientes de los beneficios económicos del matrimonio, incluso controlando por nivel educativo, tenderían a permanecer unidas, y, por lo tanto, estaría en línea con la teoría de la independencia económica de la mujer.

Finalmente, la única variable que se pudo incluir en el modelo a fin de evaluar el peso de las actitudes sobre la ruptura de las uniones ha sido la *orientación religiosa*. Esta variable resultó significativa para las mujeres pero no para los varones. El hecho de tener algún tipo de orientación religiosa reduce la probabilidad de divorcio respecto de las que se declaran ateas. Este resultado es esperable en la medida en que, en su mayor parte, se trata de mujeres que profesan la fe católica –y se sabe que el catolicismo sostiene la indisolubilidad de las uniones–. Por otro lado, es probable que la afiliación religiosa esté recogiendo orientaciones más tradicionales sobre la pareja y la familia, de modo que la mayor propensión a divorciarse entre aquellos que no tienen creencias religiosas se puede entender como expresión de actitudes más laxas relativas a la institución matrimonial en la regulación de los vínculos conyugales.

44

Año 4
Número 7
Enero/
diciembre
2010

Las determinantes de la ruptura entre las mujeres montevideanas: un análisis a partir de la ESF

Como se señaló en párrafos anteriores, los análisis multivariados sobre la probabilidad de ruptura obtenidos a partir de cada una de las encuestas no son estrictamente comparables entre sí. De todos modos, se decidió presentar los resultados de un modelo *probit* utilizando los datos de la ESF, ya que esta encuesta permite profundizar algunos aspectos que se mostraron como relevantes para los varones y las mujeres a partir del análisis de los datos de EGG. En particular, es posible analizar en más detalle las influencias que tienen sobre la ruptura de las uniones aquellas variables de curso de vida identificadas como muy significativas en el análisis precedente (tipo de vínculo y experiencia reproductiva), y también estudiar más pormenorizadamente los factores asociados a las actitudes de las mujeres.

Las variables independientes seleccionadas para analizar la probabilidad de ruptura a partir de los datos de la ESF son muy similares a las utilizadas en los modelos

Cuadro 4

Medias muestrales de las variables independientes utilizadas en el modelo de ruptura de la primera unión*. Mujeres montevideanas entre 25 y 54 años. Montevideo y Área Metropolitana. Año 2001

Variable	Media	Variable	Media
Edad	(8.3) 39.40	Años de estudio	
Edad a la ruptura	(5.1) 22.03	0-8	0.35
Tipo de vínculo de la primera unión		9-12	0.28
Matrimonio directo	0.67	13+	0.26
Cohabitación prepupal	0.15	Propiedad de la vivienda	0.63
Unión consensual	0.18	Índice de institucionalismo ¹	(1.00) 0.006
Parídez de la primera unión		Religión	0.62
0 hijo	0.13	N	1,314.00
1 hijo	0.26		
2 hijos	0.34		
3 o + hijos	0.27		

Notas: *Entre paréntesis se incluye el desvío estándar. 1: El valor mínimo y máximo de esta variable es -2.5 y 2.03, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la ESF.

elaborados a partir de la EGG, por lo que solo se describirán las nuevas y aquellas cuya preparación difiera de las ya descritas para la EGG. En el Cuadro 4 se presentan los valores medios y la desviación estándar de las variables continuas para la muestra de mujeres que inició su trayectoria conyugal.

El *tipo de vínculo* se presenta en tres categorías, distinguiendo entre aquellas mujeres que se casaron directamente, las que cohabitieron antes de legalizar la unión y las que no habían legalizado al momento en que se produce la ruptura a la fecha de la encuesta. Con esta especificación se busca determinar si, además de las diferencias entre las uniones legalizadas y las consensuales, pueden identificarse efectos de la cohabitación prepupal. La categoría omitida es el matrimonio directo.

A diferencia de los modelos elaborados para varones y mujeres con los datos de EGG, en este caso es posible tomar en cuenta no solo la presencia de hijos de la pareja sino también su número. De modo que la variable *parídez* distingue entre aquellas mujeres que no tuvieron hijos y las que acumularon uno, dos y tres o más hijos. En este caso, la categoría de referencia será la que incluye a las mujeres que no tenían hijos al momento de la ruptura de su primera unión.

En esta encuesta no se preguntó años de estudio, sino que la variable *nivel educativo* se categorizó de la siguiente manera: 1) la categoría más baja incluye a las mujeres sin instrucción, a las que tienen primaria completa o incompleta y a las que no finalizaron el ciclo básico de la secundaria. Aproximadamente, esta categoría corresponde a ocho años de estudio; 2) la categoría siguiente (secundaria) incluye a las mujeres que han completado el ciclo básico de secundaria y a las que tienen el segundo ciclo completo o incompleto. Esta categoría abarca, aproximadamente, a las mujeres que realizaron entre 9 y 12 años de estudio; 3) por último, la categoría terciaria, incluye a todas aquellas mujeres que iniciaron estudios superiores, los hayan culminado o no. Esta categoría implica haber acumulado al menos 13 años en el sistema educativo. La categoría omitida es la que agrupa a las mujeres de menor educación.

El indicador de *institucionalismo* fue elaborado por Peri (2003) a partir de la combinación de las respuestas obtenidas en los siguientes grupos de afirmaciones:⁵

- 1) “El matrimonio legal le da más estabilidad a la pareja que la unión libre”
- 2) “Las personas deberían casarse pensando que el matrimonio es una relación para toda la vida”
- 3) “Si una pareja tiene hijos debe hacer todo lo posible para mantenerse junta”
- 4) “Una mujer se siente más realizada si trabaja fuera de su casa que si se dedica solo al hogar”

Importa destacar que, dado que se analizan los determinantes de la primera ruptura independientemente de cuál sea la situación conyugal de la mujer al momento de la encuesta, se debe tener en cuenta que, si bien el papel de las ideas pudo haber jugado un rol significativo en la decisión de ruptura, la trayectoria posterior podría ser importante en la reconfiguración de la valoración de la vida familiar (Cabella, 2008). La única manera de salvar este escollo, a fin de establecer más firmemente la relación entre valores y ruptura, sería contar con datos de panel.

La variable dependiente es la ocurrencia o no de la ruptura de la primera unión. El análisis se restringió a las mujeres que comenzaron su primera unión antes de 1998. En el Cuadro 5 se presentan los resultados de la estimación.

Los resultados obtenidos confirman, a grandes rasgos, las relaciones entre las variables explicativas seleccionadas y la probabilidad de ruptura ya presentadas con los datos de EGG. La edad a la unión y la consensualidad del vínculo tienen efectos positivos sobre la ruptura, mientras que la experiencia reproductiva, ser creyente de una religión y el no haber participado nunca en el mercado de trabajo se asocian negativamente con el divorcio entre las mujeres montevideanas. Igualmente, los datos ponen en evidencia que la naturaleza del vínculo y la trayectoria reproductiva son los predictores más importantes de la ruptura.

Nuevamente, no se registran diferencias significativas en la probabilidad de ruptura en función del *nivel educativo*. En el trabajo realizado por Bucheli y Vigna (2005) también a partir de los datos de ESF, se muestra que en la cohorte más antigua (1947-56) la mujeres con nivel educativo terciario tenían mayor propensión a divorciarse que las menos educadas. En la cohorte más joven (1957-66), la diferencia en la probabilidad de ruptura es solo significativa entre las mujeres con educación media y las mujeres menos educadas, y a un nivel bajo de significación (90%). Estos resultados son coherentes con la idea de “democratización” del divorcio, por la cual se postula que mientras que la ruptura era un evento poco frecuente su ocurrencia tendía a ser la prerrogativa de los grupos sociales más favorecidos, mientras que con la expansión del fenómeno la pertenencia social dejó de tener efectos sobre la estabilidad de los matrimonios.

En lo que atañe al *tipo de unión*, se constata que, aun controlando por las variables demográficas, la cohabitación prenupcial no ejerce influencias sobre la estabilidad de las

Cuadro 5

Determinantes de la ruptura de la primera unión de las mujeres del área metropolitana (modelo *probit*).
Montevideo y Área Metropolitana. Año 2001

Variable	Coeficiente	Signifi-cación	Efecto marginal	Variable	Coeficiente	Signifi-cación	Efecto marginal
Edad	0.190 ***	0.000	0.064	Nivel educativo (terciaria)	-0.148	0.174	-0.049
Edad^2	-0.017 ***	0.008	-0.006	Nunca trabajó (Sí=1) (No =0)	-0.565 **	0.018	-0.158
Edad a la unión	-0.086 ***	0.000	-0.029	Índice de institucionalismo	-0.321 ***	0.000	-0.108
Tipo de unión: cohabitación	0.000	0.998	0.000	Religión (Sí=1) (No =0)	-0.232 ***	0.006	-0.079
Tipo de unión: unión libre	0.755 ***	0.000	0.280	Constante	-2.592 **	0.013	
Paridez: 1 hijo	-0.358 **	0.016	-0.114	Nº de observaciones			1,314.000
Paridez: 2 hijos	-0.930 ***	0.000	-0.282	Log likelihood			-661.204
Paridez: 3 o + hijos	-1.128 ***	0.000	-0.314	Pseudo R2			0.196
Nivel educativo (secundaria)	0.035	0.716	0.012				

Notas: *** significativo al 99%; ** significativo al 95%. En la variable "Tipo de unión" se omite la categoría "matrimonio directo". En la variable "Paridez": se omite la categoría "sin hijos". En la variable "Nivel educativo", se omite la categoría más baja "primaria completa o incompleta y primer ciclo de secundaria".

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la ESF.

uniones. Este hallazgo abonaría la idea de que la forma de entrada en unión no tiene consecuencias sobre la estabilidad futura del vínculo; más bien, parece que es la consensualidad "definitiva" el tipo de conyugalidad que se asocia fuertemente con la ruptura. En este caso también los efectos marginales son muy altos, mostrando que la probabilidad de ruptura es 28 puntos porcentuales más alta para aquellas mujeres que no habían legalizado su primera unión.

La relación entre *experiencia reproductiva* y ruptura está en línea con los resultados presentados a partir de la EGG, confirmando la asociación negativa entre la existencia de hijos y la separación conyugal. Sin embargo, la inclusión de la paridez permite introducir importantes matices a los hallazgos obtenidos cuando lo que se toma en cuenta es exclusivamente la presencia o ausencia de hijos. Si bien el pasaje de cero a un hijo tiene efectos positivos sobre la estabilidad de la unión, y en general se encuentra que a mayor cantidad de hijos menor es la probabilidad de divorciarse con respecto a las mujeres que no tuvieron hijos, la decisión del segundo hijo parece ser la más relevante a efectos de mantener unida a la pareja: mientras que la probabilidad de ruptura de las mujeres que tienen un hijo disminuye 11 puntos porcentuales respecto de las mujeres sin hijos, la reducción alcanza a 28 puntos cuando las mujeres tuvieron dos hijos y a 31 puntos a partir del tercer hijo.

¿Cómo interpretar estos resultados? Por un lado, la importante reducción en la probabilidad de ruptura cuando las mujeres tienen dos hijos podría verse como una extensión del efecto de selección. Desde esta perspectiva, las parejas que iniciaron la etapa reproductiva pero cuya vida conyugal es conflictiva optarían por abandonar la idea de tener un segundo hijo, decisión que, por su parte, quizás derive de la aparición de desavenencias en el ejercicio de los roles parentales o en los estilos de crianza.

Si se deja de lado el eventual efecto de selección, los relativamente escasos efectos marginales sobre la ruptura entre las mujeres con un solo hijo respecto de las que no

procrearon pueden interpretarse como la expresión del significado de los hijos en el contexto de las relaciones conyugales modernas. En estas, la conyugalidad y la procreación dejan de estar fuertemente conectadas, y la llegada del primer hijo más que ser una consecuencia normativa de la vida conyugal, tendría el lugar de contribuir a la realización de los proyectos personales de los miembros de la pareja y de aportarles satisfacción (Van de Kaa, 2002; Bawin-Legros, 1988; Beck y Beck-Gernsheim, 1998; Roussel, 1989). Si ello fuera así, podría esperarse que el efecto estabilizador que aportan los hijos a la unión tendiese a diluirse con la expansión de la reflexibilidad en las relaciones conyugales (Giddens, 1993). Las parejas probarían en qué medida la llegada del primer hijo refuerza la relación y contribuye a los deseos de autorrealización de cada miembro y, en función de esta evaluación, decidirían o no continuar con la relación. Como señala Henri Leridon (1995), la decisión del primer hijo puede ser incluso la consecuencia de una fase conflictiva de la pareja, un mecanismo de protección del propio vínculo, pero ya no el garante de la relación. En sus palabras: “si se puede admitir que el hijo ya no es más la razón de ser del matrimonio, con frecuencia sigue siendo la razón de la duración de las parejas, aunque ya no constituya una garantía contra la ruptura posterior en caso de conflicto: en la tormenta, los dos miembros de la pareja pueden recordar que el hijo no ocupaba un lugar central en el contrato establecido al momento de su unión”(Leridon, 1995, Traducción propia).

Finalmente, la variable que recoge los efectos de las *actitudes* frente al matrimonio integra el grupo de los factores con más alto poder predictivo y en el sentido esperado: cuanto más importancia les asignan las mujeres a los aspectos institucionales del matrimonio, menor es la probabilidad de que ocurra la ruptura. Teniendo en cuenta los recaudos señalados cuando se describió el indicador de institucionalismo, este resultado, que se suma el efecto negativo que ejerce la afiliación religiosa, sugiere que la esfera de las ideas juega un papel relevante en la decisión de la ruptura.

48

Año 4
Número 7
Enero/
diciembre
2010

Consideraciones finales

El aumento del divorcio es una de las transformaciones demográficas más trascendentes que ha conocido la familia uruguaya en los últimos tiempos. Su expansión –junto con el acelerado crecimiento de las uniones consensuales– constituye un rasgo sobresaliente del rumbo que han tomado las relaciones entre los sexos en el Uruguay de fines del siglo XX hacia un modelo de familia basado en la inestabilidad de los vínculos conyugales.

En menos de una década, y luego de un período de lento crecimiento, la proporción de matrimonios que finaliza en divorcio experimentó su virtual duplicación: mientras que en 1985 se esperaba que 17% de los matrimonios registrados ese año terminase en divorcio, a inicios de la década de 2000 el indicador coyuntural de divorcialidad auguraba que la disolución alcanzaría a más de un tercio de las uniones legales (Cabella, 2008). Igualmente, en estos últimos años se registró en el país un aumento importante de las rupturas de las uniones consensuales.

Este trabajo pretende realizar un aporte a la comprensión de los factores que influyen en la decisión de disolver la primera unión conyugal en el Uruguay, a partir de información proveniente de dos encuestas retrospectivas. Dado el alto nivel de rupturas de estas

uniones en todo el país y su evolución reciente, se considera que el avance en el conocimiento sobre este fenómeno es relevante a efectos de entender la dinámica de las relaciones conyugales. Por otro lado, a pesar de que la información presenta limitaciones, es importante resaltar que en el Uruguay y en la región en general son escasos los estudios sobre determinantes de las rupturas basados en datos de corte longitudinal.

A lo largo del presente trabajo se han señalado las restricciones de los datos. Sin embargo, cabe recordar algunas de ellas, puesto que nuestros principales hallazgos y conclusiones deben verse a la luz de estas restricciones. En primer lugar, corresponde resaltar que no se pudieron considerar variables estructurales que usualmente se tienen en cuenta en el estudio de los determinantes de las rupturas en la bibliografía internacional. Por ejemplo, no se contó con información ni de ingresos antes de la ruptura, ni de calidad del empleo y nivel de estabilidad laboral en un momento previo a la disolución. Por otro lado, no siempre se pudo incluir –en especial en el análisis de la EGG– una información igualmente importante: los datos sobre valores y actitudes; y, cuando fue posible hacerlo, estas variables reflejaban las ideas y posturas de las personas al momento de la encuesta y no previamente a la ruptura. De este modo, la relación que se encuentra entre la probabilidad de haber disuelto la unión y las actitudes y valores debe ser matizada por el hecho de que no podemos establecer si estos fueron un motor para la ruptura o una adecuación *ex post*.

Finalmente, debe recordarse que el alcance geográfico de ambas encuestas no es el mismo (una se restringe a Montevideo, mientras que la otra es representativa del territorio nacional) y que las muestras tienen características diferentes. La muestra de EGG incluye varones. Esto, sin duda, contribuye a ampliar el alcance del estudio, pero las dificultades para acceder a las respuestas masculinas pueden implicar sesgos de selección; y si bien los datos fueron ponderados teniendo en cuenta este sesgo, lo cierto es que tal dificultad fue importante y que no se puede determinar si los más dispuestos a responder son un grupo especial, con comportamientos e ideas particulares en torno a la ruptura y a las relaciones conyugales.

A pesar de las limitaciones, algunos hallazgos parecen tener un patrón consistente.

De acuerdo con el análisis realizado, la educación formal no ejerce influencias contundentes sobre la decisión de terminar con el vínculo conyugal. Este resultado puede ser interpretado como un síntoma de la permeabilidad del divorcio en el conjunto de la estructura social. Si bien un único indicador de pertenencia social es insuficiente para dar cuenta de la estratificación social del divorcio, es revelador no haber encontrado en este estudio diferencias en la probabilidad de ruptura entre los sectores con distinto capital educativo. Ello sugiere que el divorcio no es una conducta particular de sectores específicos de la sociedad, y conduce a especular que su expansión ha contribuido a difuminar la localización social del fenómeno.

Las variables que dan cuenta de la historia del vínculo, más que las características sociales de los cónyuges, se perfilan como los principales determinantes de la mayor o menor estabilidad de las uniones.

La relación entre el carácter consensual de las uniones y su mayor inestabilidad es uno de los determinantes más importantes de la ruptura. Aun controlando factores como

la edad, la fecundidad, la educación y la orientación religiosa, las uniones libres tienen probabilidades significativamente mayores de disolverse. Análisis posteriores deberían investigar en qué medida la persistencia del efecto se debe a características preexistentes de los individuos que no fueron consideradas en este estudio –por ejemplo, a actitudes hacia el matrimonio no recogidas por la religión o el indicador de institucionalismo o a otros factores sociodemográficos.

Por el contrario, no se encuentra relación entre la cohabitación prenupcial y la ruptura: las chances de los cohabitantes prenupciales de experimentar la disolución del vínculo son las mismas que las de las parejas que optaron por el matrimonio directo. A diferencia de lo que muestran diversos estudios que analizan esta relación, no puede decirse que la cohabitación prenupcial tenga consecuencias sobre la estabilidad de las parejas uruguayas: no contribuye a consolidar la relación pero tampoco la torna más frágil. Dado que para comparar la estabilidad de los matrimonios directos e indirectos se analizó la duración de las uniones tomando como punto de partida la fecha de inicio de la convivencia y no la fecha de su legalización, estos resultados sugieren que, si se homogeneiza el tiempo de exposición a la ruptura, el efecto de la cohabitación prenupcial sobre la estabilidad posterior se diluye. En este sentido, la evidencia encontrada en este trabajo sustenta la hipótesis de que la mayor fragilidad de los matrimonios indirectos es, en realidad, el resultado de un “artefacto estadístico” (Weston, 2003) que resulta de comparar la duración de la unión a partir de la fecha del casamiento.

50

Año 4

Número 7

Enero/
diciembre

2010

Con respecto al papel de los hijos en las uniones, los resultados están en línea con la evidencia internacional, que en su mayoría coincide en señalar que el hecho de haber dado inicio a la vida reproductiva se asocia positivamente con la estabilidad del vínculo. Si bien a partir de la transición hacia el primer hijo se pueden ya apreciar efectos positivos sobre la estabilidad de las parejas, el pasaje al segundo hijo resulta particularmente revelador de un compromiso conyugal firme, disminuyendo sensiblemente sus chances de ruptura. Descontando el hecho de que las parejas cuya satisfacción conyugal es alta probablemente opten por aumentar su fecundidad, estos resultados plantean interrogantes que deberían ser abordados por otras investigaciones: ¿es que los hijos aportan satisfacción a la unión, poniendo en juego mecanismos (afectivos o económicos) que la resguardan de la ruptura, o es que aquellos que deciden no tener hijos anticipan que la relación no será duradera o *ex ante* no están dispuestos a asumir compromisos conyugales de largo aliento?

En suma, se puede afirmar que el análisis de ambas encuestas es consistente en señalar a la consensualidad y la ausencia de hijos como los dos predictores más importantes de la ruptura. En hipótesis, la fórmula de Roussel que explica la instalación de un nuevo pacto conyugal en las sociedades contemporáneas (a pacto frágil, ruptura frecuente) parece ser una vía de explicación adecuada para interpretar la fuerte incidencia de las disoluciones de los vínculos en el Uruguay. A fin de profundizar en esta línea, es necesario contar con más y mejor información, especialmente en el terreno de las ideas. Por otro lado, la información longitudinal con datos de panel resultaría de extrema utilidad para avanzar en el establecimiento de relaciones de causalidad firmes en los estudios de los determinantes de las rupturas.

Bibliografía

- AMATO, P. (1996), "Explaining the intergenerational transmission of divorce", en *Journal of Marriage and the Family*, vol. 58, núm. 3, National Council on Family Relations, Orono, pp. 628-640.
- AXINN, W. y A. Thornton (1992), "The relationship between cohabitation and divorce: selectivity or causal influence?", en *Demography*, núm. 33, Population Association of America, Silver Spring, pp. 66-81.
- BAWIN-LEGROS, Bernadette (1988), *Familles, mariage et divorce*, Pierre Mardaga, París.
- BECK, Ulrich y E. Beck-Gernsheim (1998), *El normal caos del amor*, El Roure, Barcelona.
- BERNHARDT, E. (2000), "Repartnering among swedish men and women. A case study of emerging patterns in the second demographic transition", en *FFS Flagship Conference*, Bruselas, 29 a 31 de mayo de 2000. Disponible en: http://www.unece.org/pau/_docs/ffs/FFS_2000_FFCConf_ContriBernhard.pdf
- BERRINGTON, A. e I. Diamond (1999), "Marital dissolution among the 1958 British birth cohort: The role of cohabitation", en *Population Studies*, núm. 53, Routledge, Londres, pp. 19-38.
- BUCHELI, M. y A. Vigna (2005), *Un estudio de los determinantes del divorcio de las mujeres de las generaciones 1947-56 y 1957-66 en Uruguay*, en Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo, Documento de Trabajo núm. 01/05.
- CABELLA, Wanda (2008), *Dissoluções e formação de novas uniões: uma análise demográfica das tendências recentes no Uruguai*, (tesis de doctorado), NEPO UNICAMP, Campinas, pp. 11-238, Textos NEPO núm. 56.
- CASPER, L. y S. Bianchi (2002), *Continuity & Change in the american family*, Sage Publications, Thousand Oaks.
- CLARKE, L. y A. Berrington (1999), "Socio-demographic predictors of divorce", en J. Simons (ed.), *High divorce rates: the state of the evidence on reasons and remedies. Reviews of evidence on the causes of marital breakdown and the effectiveness of policies and services intended to reduce its incidence*, Lord Chancellor's Department, Southampton, pp. 1-38.
- CHERLIN, Andrew (1992), *Marriage, divorce, remarriage. Revised and enlarged revision*, Harvard University Press, USA.
- CHERLIN, Andrew y Frank F. Furstenberg (1991), *Divided families: what happens to children when parents part?*, Harvard University Press, USA.
- CHERLIN, Andrew, Kathleen Kiernan y Lindsay Chase Landale (1995), "Parental divorce in childhood and demographic outcomes in young adulthood", en *Demography*, vol. 32, núm. 3, Population Association of America, Silver Spring, pp. 299-318.

DE VAUS, D., L. Qu y R. Weston (2003), "Premarital cohabitation and subsequent marital stability", en *Family Matters*, núm. 65, Australian Institute of Family Studies, pp. 34-39. Disponible en <http://www.aifs.gov.au/institute/pubs/fm2011/fm86/index.html>

ENGELHARDT, H., H. Trappe y J. Dronkers (2002), *Intergenerational transmission of divorce. A comparison between the former East and West Germany*, Max Planck Institute For Demographic Research, Rostock, MPIDR Working Paper 2002-008.

ERLANGSEN, A. y G. Andersson (2001), "The impact of children on divorce risks in first and later marriages", Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, MPIDR Working Paper 2001-033.

FILGUEIRA, Carlos (1996), *Sobre revoluciones ocultas. La familia en el Uruguay*, CEPAL, Santiago de Chile.

GIDDENS, A. (1993), *La transformación de la intimidad. Sexualidad, amor y erotismo en las sociedades modernas*, Cátedra, Madrid.

GOODE, William J. (1993), *World Changes in divorce patterns*, Yale University Press, Yale.

HOULE, R., C. Simó, R. Treviño y M. Solsona (1998), "Los determinantes sociodemográficos y familiares de las rupturas de uniones en España", en *III Seminari Urbà Divorcialidad y Disolución del Hogar: Causas y efectos*, Centre d'Estudis Demografics, Barcelona. Disponible en: <http://www.ced.uab.es/publicacions/propia.htm>

JALOVAARA, M. (2001), "Socio-economic status and divorce in first marriages in Finland 1991-1993", en *Population Studies*, vol. 55, núm. 2, Routledge, Londres, pp. 119-133.

52

Año 4
Número 7
Enero/
diciembre
2010

KAZTMAN, R. (1993), "¿Por qué los hombres son tan irresponsables?", en *CEPAL, Cambios en el perfil de las familias. La experiencia regional*, CEPAL, Santiago de Chile.

——— (1997), "Marginalidad e integración social en el Uruguay", en *Revista de la CEPAL*, núm. 62, CEPAL, Santiago de Chile, pp. 91-117.

——— (2002), "Los desafíos que plantean las transformaciones del mercado de trabajo al desarrollo humano en Uruguay", en A. Fernández, R. Kaztmam y M. Vaillant (eds.), *Desarrollo Humano en Uruguay 2001*, CEPAL-PNUD, Santiago de Chile.

KIERNAN, K. y A. Cherlin (1999), "Parental divorce and partnership dissolution in adulthood: Evidence from a British cohort study", en *Population Studies*, vol. 53, núm. 1, Routledge, Londres, pp. 39-48.

KIERNAN, Kathleen y Ganka Mueller (1998), *The divorced and who divorces?*, London School of Economics, Londres, Case Paper núm. 7.

LERIDON, H (1995), *Les enfants du désir. Une révolution démographique*, Hachette, París.

LIU, G. y A. Vikat (2004), *Does divorce risk depend on spouses relative income? A register based study of first marriages in Sweden in 1981-1998*, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, MPIDR Working Paper 2004-010.

PERI, A. (1996), "Homogamy in the marriage market of Montevideo, Uruguay", tesis de maestría del Population Center, University of Texas at Austin, Austin (Texas).

- (2003), “Dimensiones ideológicas del cambio familiar”, en UDELAR-UNICEF, *Nuevas Formas de Familia. Perspectivas nacionales e internacionales*, UDELAR/UNICEF, Montevideo, pp. 141-162.
- PHILIPS, J. y M. Sweeney (2005), “Premarital cohabitation and marital disruption among white, black and mexican american woman”, en *Journal of Marriage and the Family*, núm. 67, National Council on Family Relations, Orono, pp. 295-313.
- PIANI, G. (2003), *Quién se casa con quién? Homogamia educativa en las parejas de Montevideo y zona Metropolitana*, Departamento de Economía de la FCS, Universidad de la República, Montevideo, Documentos de Trabajo núm. 13-03, p. 23.
- ROUSSEL, L. (1989), *La famille incertaine*, Odile Jacob Editions, París.
- (1993), “Sociographie du divorce et divortialité”, en *Population*, vol. 48, núm. 4, INED, París, pp. 919-939.
- RUGGLES, Stevens (1997), “The rise of divorce and separation in the United States, 1880-1990”, en *Demography*, vol. 34, núm. 4, Population Association of America, Silver Spring, pp. 455-466.
- RUIZ BECERRIL, L. (1999), *Después del divorcio. Los efectos de la ruptura matrimonial en España*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid.
- TEACHMAN, J. (2003), “Premarital sex, premarital cohabitation and the risk of subsequent marital dissolution among women”, en *Journal of Marriage and the Family*, vol. 65, núm. 2, National Council on Family Relations, Orono, pp. 444-455.
- VAN DE KAA, Dirk (2002), “The idea of a second demographic transition in industrialized countries”, en *Sixth Welfare Policy Seminar at the National Institute of Population and Social Security*, Tokio, pp. 1-32. Disponible en: www.ipss.go.jp/webj-ad/webjournal.files/population/2003_4/Kaa.pdf
- WAITE, L. y L. Lillard (1991), “Children and Marital Disruption”, en *American Journal of Sociology*, vol. 96, núm. 4, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 930-956.
- WESTON, R., L. Qu y D. De Vaus (2003), “Partnerhip Formation and Stability”, en *9th Australian Institute of Family Studies Conference*. Disponible en: <http://www.aifs.gov.au/institute/research/projects/ftt.html>
- WHITE, L. (1990), “Determinants of divorce: a review of research in the eighties”, en *Journal of marriage & family*, vol. 52, núm. 4, National Council on Family Relations, Orono, pp. 904-912.
- WOLFINGER, N. (2003), “Parental divorce and offspring marriage: early or late?”, en *Social Forces*, vol. 82, núm. 1, University of North Carolina, Chapel Hill, pp. 337-353.
- WOLKOTT, I. y J. Hughes (1999), *Towards understanding the reasons for divorce*, Australian Institute of Family Studies, Melbourne, Working Paper núm. 20, p. 38.

Anexo I. Descripción del Modelo *probit*

La variable dependiente en este estudio es la ruptura de la primera unión. Es, por lo tanto, una variable binaria, que asume solo dos valores. Se está, entonces, frente a un modelo de probabilidad. Hay tres alternativas básicas para estimar ese tipo de modelos: el Modelo de Probabilidad Lineal (MPL), el Modelo *logit* y el Modelo *probit*. La principal diferencia es entre el MPL y los otros dos modelos, a los que se suele denominar también Modelos Índice. El MPL presenta dos problemas fundamentales: que sus predicciones no necesariamente caen en el intervalo y que los efectos parciales son constantes. Dada, además, la facilidad con la que es posible estimar los modelos *probit* y *logit* y no existiendo diferencias relevantes entre uno u otro, se optó por estudiar el problema utilizando un modelo *probit*, o sea, se estimó:

$$\Pr[y|X] = \Phi(X\beta)$$

donde la variable dependiente adopta el valor 1 si se produce la ruptura y el valor 0 para aquellos individuos que continúan en pareja; X es un vector de características sociodemográficas y β un conjunto de parámetros a estimar; Φ es la función de distribución de probabilidad normal o gaussiana.

El análisis de la significación de las variables en el Modelo *probit* es análogo al que se realiza en el Modelo de Regresión Lineal: el estadístico

$$t = \frac{\beta_j}{ee(\beta_j)}$$

(donde ee es error estándar) permite someter a prueba la hipótesis $H_0: \beta_j=0$. Sin embargo, y a diferencia del Modelo de Regresión Lineal, en el Modelo *probit* los coeficientes β no son una medida de los efectos parciales.

Para obtener los efectos parciales cuando el regresor es una variable continua, la fórmula apropiada es:

$$\frac{\partial \Pr[y|X]}{\partial x_j} = \beta_j \phi(X\beta)$$

Es importante notar que la evaluación de los efectos parciales requiere adoptar alguna regla para establecer a dónde evaluar el vector de características X : en este caso se evaluaron las variables en su media muestral.

Para evaluar los efectos cuando el regresor es una variable binaria, la fórmula apropiada es

$$\Pr[y|X_{-1}] - \Pr[y|X_{-0}] = \Phi(X_{-1}\beta) - \Phi(X_{-0}\beta)$$

donde X es un vector de variables evaluadas en la media excepto por la variable x_j la cual toma el valor 1 en X_{-1} y el valor 0 en X_{-0} .

54

Año 4

Número 7

Enero/

diciembre

2010

Anexo 2. Matrices de correlaciones de las variables utilizadas en los modelos de ruptura y de recomposición

Cuadro A.2.1

Matriz de correlaciones de las variables utilizadas en el Modelo *probit* de ruptura de la primera unión de los varones. Uruguay. Año 2004

	Ruptura de la 1 ^a unión	Edad	Edad ²	Edad a la unión	Tipo de vínculo	Hijos 1 ^a unión	Padres separados	Años de estudio 9-12	Años de estudio 13+	Área de residencia	Religión
Ruptura de la 1 ^a unión	1.000										
Edad	-0.120	1.000									
Edad ²	-0.122	0.996	1.000								
Edad a la unión	-0.124	0.290	0.285	1.000							
Tipo de vínculo	-0.510	0.342	0.332	0.037	1.000						
Hijos 1 ^a unión	-0.461	0.152	0.151	-0.129	0.413	1.000					
Padres separados	-0.025	0.028	0.019	-0.059	-0.017	0.059	1.000				
Años de estudio: 9-12	-0.090	-0.077	-0.075	-0.035	0.040	0.023	-0.116	1.000			
Años de estudio: 13+	0.107	-0.039	-0.047	0.153	0.040	-0.076	-0.049	-0.346	1.000		
Área de residencia	0.021	-0.058	-0.056	-0.020	0.004	-0.116	0.027	-0.038	0.172	1.000	
Religión	-0.109	0.039	0.039	0.025	0.135	0.052	-0.034	0.064	-0.031	-0.064	1.000

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

55

W. Cabella

Matriz de correlaciones de las variables utilizadas en el Modelo *probit* de ruptura de la primera unión de las mujeres. Uruguay. Año 2004

	Ruptura de la 1 ^a unión	Edad	Edad ²	Edad a la unión	Tipo de vínculo	Hijos 1 ^a unión	Padres separados	Años de estudio 9-12	Años de estudio 13+	Nunca trabajó	Área de residencia	Religión
Ruptura de la 1 ^a unión	1.000											
Edad	-0.159	1.000										
Edad ²	-0.159	0.995	1.000									
Edad a la unión	-0.053	0.214	0.203	1.000								
Tipo de vínculo	-0.514	0.294	0.281	-0.018	1.000							
Hijos 1 ^a unión	-0.288	0.111	0.107	-0.319	0.289	1.000						
Padres separados	0.046	-0.008	-0.008	-0.123	-0.060	0.012	1.000					
Años de estudio: 9-12	-0.040	-0.050	-0.044	-0.034	-0.011	-0.004	-0.089	1.000				
Años de estudio: 13+	-0.029	0.008	0.002	0.327	0.105	-0.107	-0.050	-0.421	1.000			
Nunca trabajó	-0.052	0.046	0.047	-0.089	0.019	0.043	0.008	0.058	-0.144	1.000		
Área de residencia	0.076	0.010	0.008	0.082	-0.034	-0.075	0.000	-0.110	0.187	-0.100	1.000	
Religión	-0.170	0.081	0.089	0.003	0.139	0.057	0.064	0.011	-0.013	0.019	-0.165	1.000

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

Cuadro A.2.3
Matriz de correlaciones de las variables utilizadas en el Modelo probit de ruptura de la primera unión de las mujeres. Montevideo y Área Metropolitana.
Año 2001

	Ruptura	Edad	Edad $/2$	Edad $/2$	Edad a la unión	Cohabitarón libre	1 hijo	2 hijos	3 o + hijos	Educación secundaria	Educación terciaria	Nunca trabajó	Índice institucio- nalismo	Religión
Ruptura	1.000													
Edad	0.073	1.000												
Edad $/2$	0.070	0.995	1.000											
Edad a la unión	-0.135	0.280	0.279	1.000										
Cohabitarón	-0.055	-0.065	-0.068	0.100										
Unión libre	0.218	-0.253	-0.238	0.002	-0.184	1.000								
1 hijo	0.124	-0.136	-0.127	0.079	0.036	0.093	1.000							
2 hijos	-0.112	0.046	0.040	0.006	-0.011	-0.135	-0.442	1.000						
3 o + hijos	-0.107	0.153	0.143	-0.207	-0.009	-0.115	-0.374	-0.467	1.000					
Educación secundaria	0.034	-0.032	-0.034	-0.018	-0.044	-0.009	0.066	0.009	-0.073	1.000				
Educación terciaria	-0.068	0.011	0.008	0.282	-0.016	-0.067	-0.033	0.007	-0.066	-0.446	1.000			
Nunca trabajó	-0.076	-0.011	-0.001	-0.065	0.012	-0.002	-0.027	0.034	0.029	-0.028	-0.118	1.000		
Índice institucionalismo	-0.276	0.021	0.028	-0.019	-0.064	-0.143	-0.072	0.033	0.122	0.013	-0.109	0.093	1.000	
Religión	-0.124	0.149	0.156	0.059	-0.107	-0.138	-0.018	0.050	-0.005	0.051	-0.026	-0.017	0.212	1.000

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la ESE.