



II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población

Guadalajara, México, 3 – 5 de Septiembre de 2006

**La demografía latinoamericana del siglo XXI
Desafíos, oportunidades y prioridades**

Los determinantes de las rupturas conyugales en Uruguay: un estudio a partir de dos encuestas retrospectivas.

Wanda Cabella

Programa de Población, Universidad de la República
wanda@fcs.edu.uy

Mesa 03. Hogares y Familias

Sesión 03.1. Avançando na compreensão das famílias e hogares: Temas e fontes de dados pouco explorados na América Latina

Los determinantes de las rupturas conyugales en Uruguay: un estudio a partir de dos encuestas retrospectivas¹

Wanda Cabella *

I. Presentación

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: si en 1985 se esperaba que 17% de los matrimonios registrados ese año terminase en divorcio, apenas una década más tarde el indicador coyuntural de divorcialidad auguraba que la disolución alcanzará a más de un tercio de las uniones legales (Cabella, 2006). Pocos años después, otros indicadores de la nupcialidad experimentaron transformaciones de orden similar. A raíz de estos cambios, las parejas jóvenes de principios del siglo XXI se parecen poco, no ya al estereotipo de referencia de los años cincuenta, sino a las familias que se formaban a mediados de los años setenta.

El presente trabajo pretende profundizar en el conocimiento de este fenómeno a partir del análisis de dos encuestas retrospectivas realizadas en Montevideo y Área Metropolitana (2001) y en Uruguay (2004). Sus principales interrogantes son las siguientes: ¿Hay diferencias en las trayectorias y determinantes de la ruptura de la primera unión entre varones y mujeres? ¿En qué momento del ciclo vital y de la vida reproductiva interviene el divorcio? ¿Puede reconocerse una población más propensa a divorciarse? ¿Qué factores influyen en la estabilidad de las uniones?

En primer lugar, se realiza una breve descripción de las fuentes de información utilizadas. En segundo lugar, se presenta una revisión teórica de los factores asociados a la disolución conyugal. En tercer lugar se describen los resultados de un análisis de supervivencia de la primera unión a partir de tablas de vida. Finalmente, se realiza un estudio de los determinantes del divorcio en Uruguay, utilizando técnicas de análisis multivariado.

II. La encuesta de “Situaciones Familiares” y la “Encuesta Género y Género y Generaciones”²

La encuesta de *Situaciones familiares y desempeños sociales de las mujeres* (ESF) fue conducida en 2001 y relevó información de 1806 mujeres residentes en la capital y la zona metropolitana, en edades comprendidas entre 25 y 54 años. Además de información básica sobre los hogares y las características personales y de los restantes miembros del hogar, se relevaron las historias conyugales de las encuestadas (restringidas a pareja actual y tres parejas anteriores).

¹ Trabajo presentado en el II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, realizado en Guadalajara, México, del 3 al 5 de septiembre de 2006.

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

² La ESF fue llevada a cabo por un equipo multidisciplinario de la Universidad de la República y contó con el financiamiento de esta institución y de UNICEF. La EGG fue implementada por un conjunto de instituciones públicas y privadas y recibió el apoyo financiero de UNFPA.

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 en centros poblados de 5000 habitantes y más con al menos una persona entre 15 y 79 años de edad. Además de los módulos básicos comunes, la encuesta constó de dos formularios centrales, uno de ellos fue aplicado a la población entre 15 y 59 años de edad y el otro a la población que tenía entre 60 y 79 años. En total se levantaron 6500 encuestas, 4859 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. Respecto a la distribución por sexo, el número de varones encuestados entre 25 y 54 años es 1046 y el número de mujeres alcanza a 2132. 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 1372 y el de mujeres 1572.

III. Una revisión teórica de los determinantes de la ruptura conyugal

El estudio de los factores asociados al divorcio ha conocido un gran florecimiento en las últimas tres décadas. Ello se explica por el aumento que experimentaron las rupturas conyugales en la mayor parte de los países desarrollados y por su importancia, junto con el aumento de la consensualidad, como los componentes más reveladores del inicio de la segunda transición demográfica. Por otro lado, la creciente disponibilidad de encuestas y grandes bases de datos, sumada a la sofisticación de las técnicas estadísticas, contribuyeron a la creación de una verdadera industria de trabajos orientados al análisis estadístico de las determinantes del divorcio. Si bien este auge se ha extendido a la mayoría de los países de Europa Nor-occidental, puede decirse que en Estados Unidos, Canadá, Gran Bretaña y Australia se concentra gran parte de la producción académica en este terreno.

Aunque también ha sido creciente la sofisticación de los modelos explicativos, la mayoría de los estudios considera un conjunto limitado de variables. En general, este conjunto suele estar integrado por factores demográficos y de curso de vida, factores socio-económicos y factores ideológicos. En los párrafos que siguen se presentará una reseña de los principales hallazgos respecto de estos tres grupos de factores.

III.1. Factores demográficos y de curso de vida

a) la edad a la unión

La precocidad de la entrada a la primera unión ha sido uno de los predictores más consistentes de la ruptura. Este hecho se suele interpretar de varias maneras. Por un lado se ve como el resultado de una elección apresurada del cónyuge, o al menos poco “rigurosa”. Este argumento ha sido sostenido particularmente desde la economía. Los argumentos sociológicos, en parte prestados de la psicología, consideran que cuánto 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 menor es su capacidad para resolver conflictos. Igualmente, en la medida que la precocidad de las uniones se asocia con bajos niveles educativos, esto conlleva a que los cónyuges tengan no sólo menos competencias en la comunicación, sino también falta de recursos económicos que tenderían a exacerbar los conflictos de la vida conyugal. Se argumenta también que dado que las personas tienden a cambiar de aspiraciones y de intereses en la juventud temprana, cuánto más jóvenes son los cónyuges más altas son las chances de que se produzca una divergencia

en los intereses de cada uno de los miembros de la pareja. Finalmente, se aduce que la mayor incidencia de las rupturas entre los cónyuges muy jóvenes puede estar influenciada por sus expectativas de mejores oportunidades en el mercado matrimonial respecto a las personas de más edad (Amato 1996, Clarke 1999, Wolfinger 2003, Wolkott & Hughes 1999).

b) el tipo de unión: consensualidad, cohabitación prenupcial y divorcio

Varios autores han sostenido que si bien la consensualidad y la cohabitación forman parte de la corriente de desintitucionalización que afecta las relaciones entre los sexos desde inicios de la década de 1970, es factible que la percepción de las altas tasas de divorcio haya conducido al aumento de la cohabitación. Desde esta perspectiva, el aumento de la cohabitación es visto como la consecuencia natural de la creciente inestabilidad del matrimonio (Kiernan 2004).

La vasta mayoría de los estudios realizados en los países desarrollados ha mostrado consistentemente que ambos comportamientos se asocian a niveles particularmente altos de ruptura. Es corriente encontrar dos vertientes explicativas en el extenso cuerpo de evidencia que documenta esta relación. La primera de ellas, conocida como “teoría causal” sostiene que la propia experiencia de la cohabitación provoca inestabilidad en la pareja (Axinn & 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. La segunda explicación, llamada “teoría de auto-selección”, aduce que las características individuales que determinan la mayor inclinación 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 independientemente de la experiencia premarital (DeVaus et al. 2003, Philips & Sweeney 2005, Teachman 2003).³

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 probabilidad de ruptura a partir de la fecha del matrimonio legal y no desde el inicio de la convivencia (Weston et al. 2003). En el estudio realizado por estos autores, las distancias en la probabilidad de ruptura entre los matrimonios directos e indirectos en las cohortes australianas recientes, tienden a desaparecer si se considera la fecha de inicio de la unión entre los cohabitantes prenupciales.

Si bien los mismos esquemas explicativos que relacionan cohabitación prenupcial y ruptura conyugal pueden ser aplicados a las uniones que no son legalizadas, el cuerpo de investigación existente es significativamente menor. A pesar de que la consensualidad es una forma conyugal extendida en América Latina, son prácticamente inexistentes los estudios abocados a estudiar la estabilidad de este tipo de uniones en la actualidad y muy escasas las fuentes adecuadas para este tipo de análisis.

³ Para el caso de Uruguay, un trabajo reciente (Bucheli y Vigna, 2006) realizado con base en 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 que el período de convivencia previo al matrimonio está positivamente relacionado con la probabilidad de divorciarse. Sin embargo, esta variable no es significativa para las mujeres jóvenes (nacidas entre 1957 y 1966) y su nivel de significación es bajo entre las encuestadas nacidas entre 1947 y 1956.

c) las trayectorias reproductivas

La evidencia ha sido consistente en reportar un mayor riesgo de divorcio entre aquellas personas que no han iniciado la etapa reproductiva (Amato 1996, Cherlin 1992, Waite & Lillard 1991, White 1990, Wolkott & Hughes 1999). Sin embargo existe controversia respecto al sentido de la causalidad: mientras 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 & Diamond 1999, Waite & Lillard 1991). Asimismo, se sostiene que la existencia de hijos mantiene unidas a las parejas ya sea por los costos afectivos de la separación cotidiana de los hijos, particularmente para los padres, ya sea por los costos económicos que implican las separaciones cuando hay hijos.

Los estudios más recientes han incluido no sólo la presencia o ausencia de hijos, sino el número, la edad y el sexo de los mismos, bajo el supuesto de que los hijos eventualmente aportan estabilidad al matrimonio sólo bajo ciertas circunstancias. Waite y Lillard apuntan que no se constata una asociación lineal entre el número de hijos y la estabilidad del matrimonio, aún controlando por duración, estos autores encuentran que la relación entre la fecundidad del matrimonio y la ruptura describe una curva en forma de U: la probabilidad de ruptura es alta entre las parejas sin hijos y entre aquellas que alcanzan parideces más altas. Asimismo, encuentran que la probabilidad de ruptura es baja en los primeros dos años subsecuentes al primer hijo y aumenta después que los hijos superan la edad escolar. De esta manera, se sugiere que el rol protector de los hijos opera a edades tempranas, a medida que estos crecen es factible que los padres rompan con relaciones pocas satisfactorias pero toleradas mientras los niños son dependientes.

d) estabilidad conyugal de los padres. Se suele hablar 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 de experimentar su propia separación que tienen los hijos de padres separados (Amato 1996, Engelhardt et al. 2002, Wolfinger 2003). Se aduce que la transmisión intergeneracional se produce por diversas vías: los hijos de padres separados tienen mayor probabilidad de entrar en unión más tempranamente y de optar por uniones consensuales (Kiernan & Cherlin 1999). Otras explicaciones enfatizan los efectos que la ruptura parental puede ejercer sobre la incorporación de los roles familiares durante el período de socialización, y la existencia de menor supervisión durante la adolescencia tardía (Cherlin et al. 1995).

III.2. Factores socio-económicos e ideológicos

a) la educación

El rol que juega el nivel educativo de los miembros de la pareja ha sido extensamente incluido en los estudios de los determinantes del divorcio. También en este terreno las respuestas no son unívocas: varios estudios muestran que el riesgo de ruptura marital está inversamente relacionado con el nivel educativo de los cónyuges pero otros dan cuenta de la inexistencia de efectos de la educación sobre la probabilidad de divorciarse (Jalovaara 2001). Los estudios que han abordado 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 respecto a la institución matrimonial entre las mujeres más educadas (Clarke 1999, Houle et al. 1998,

Kiernan & Mueller 1998, Ruiz Becerril 1999). 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 et al. 1998). En el nivel individual, esta asociación se explica como 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 independiente. Sin embargo, debe señalarse que en otros contextos, aún 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 afro-americana y mayor riesgo de ruptura (Casper & Bianchi 2002, Cherlin 1992).

b) el trabajo femenino y la hipótesis de la independencia económica

La hipótesis de la independencia económica de la mujer ha sido una de las explicaciones más frecuentadas para explicar el aumento del divorcio. En pocas palabras, 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 que erosionó las bases de la división sexual del trabajo sobre las que basaba el matrimonio tradicional. Con distintos matices, la importancia de la relación entre trabajo femenino, autonomía económica y divorcio ha sido adoptada por la vasta mayoría de los trabajos que analizan los cambios en la estabilidad de los matrimonios ocurrida desde fines de los años sesenta (Cherlin 1992, Goode 1993, Ruggles 1997).

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 han encontrado que el hecho de que la mujer genere ingresos significa un alivio a la situación económica del hogar, y 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 & Vikat 2004). Otros estudios mostraron 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 (Wolkott & Hughes 1999).

Los estudios más sofisticados, basados en información sobre historias laborales completas muestran que las grandes transiciones de la vida laboral tienen efectos considerables sobre la probabilidad de ruptura. Por ejemplo, la pérdida del empleo masculino, el cambio de trabajo de las mujeres hacia uno mejor, o el retorno del trabajo luego de un período largo de dedicación al cuidado de los niños, ejercen influencias sobre la probabilidad de ruptura. También aquellos estudios que analizan estrictamente los factores socio-económicos en mayor profundidad, es decir que buscan establecer los efectos de esta dimensión tomando en cuenta una gran batería de variables y combinaciones complejas entre las variables socio-económicas de cada uno de los cónyuges (diferencia de ingresos y de condición ocupacional entre ambos miembros, ingresos y tipo de ocupación de los cónyuges, tenencia de la vivienda) encuentran que cada una de las variables consideradas tiene efectos independientes sobre el riesgo de disolución y por lo tanto concluyen que uno o dos indicadores son insuficientes para estudiar las relaciones entre estatus socio-económico y ruptura (Jalovaara 2001, Liu & Vikat 2004).

c) la influencia que ejercen las actitudes y las ideas sobre la estabilidad de los vínculos maritales conforma 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, en parte debido a la centralidad que se le ha otorgado a las variables más “duras”, es escaso el número de trabajos que incluye 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, presentando una asociación negativa con la ruptura cuando los individuos creen o son practicantes de una religión, en particular del catolicismo.

VI. La duración de la primera unión entre las mujeres montevidéanas: un análisis de supervivencia⁴

A efectos de describir el patrón de disoluciones de la primera unión en función de la duración de la unión, en este apartado se presentan los resultados de un análisis de supervivencia de la primera unión, utilizando la técnica de tablas de vida. A partir de este análisis se pretende dar cuenta de las diferencias en la estabilidad de las uniones en la sucesión de las cohortes matrimoniales y en relación con las características individuales y de trayectoria de las mujeres. Dado que cuando se aborde el estudio de los determinantes del divorcio se tratarán con mayor detalle las relaciones entre las variables consideradas y la probabilidad de ruptura, en este análisis no se profundiza en la discusión de los resultados.

En lo que refiere a la estabilidad de las primeras uniones en la sucesión de las **cohortes nupciales**, los resultados confirman el patrón observado con base en información de estadísticas vitales: mientras en la cohorte intermedia (1976-1984) se observa un aumento de las disoluciones a partir de los diez años de duración de la unión respecto de la cohorte más antigua, en las cohortes formadas a partir de 1985 se constata un aumento importante de las rupturas a todas las duraciones y particularmente un incremento en las duraciones cortas. El cambio en el patrón de estabilidad de las uniones con el paso de las generaciones, implicó que mientras un quinto de las uniones constituidas entre 1960 y 1975 había concluido antes de alcanzar quince años de vida en común, entre las uniones formadas entre 1976 y 1984 un cuarto se había disuelto a esa duración y más de un tercio había terminado su primera unión entre las promociones conformadas desde 1985.

En cuanto a la **edad a la unión** los datos de la ESF confirman un patrón sistemático en los estudios del divorcio: las uniones comenzadas a edades tempranas tienden a durar menos que las iniciadas más tardíamente. Para el caso de las mujeres montevidéanas, los datos del cuadro 1 revelan que las mujeres que se unieron antes de los veinte años, presentan niveles de disolución marcadamente superiores a los de las mujeres que iniciaron su vida conyugal a partir de los veinte años. De hecho, a pesar de que la prueba de Wilcoxon (Gehan) arroja resultados significativos en la comparación conjunta de estratos, en la comparación entre pares de estratos, las diferencias son significativas cuando se comparan los grupos superiores respecto al de las unidas antes de los veinte años, pero no se encuentran diferencias significativas en las distribuciones de supervivencia entre las mujeres unidas a los 20-24 y 25 y más. De hecho, sólo si la unión se inicia en el período adolescente, la inestabilidad del vínculo se asocia a la edad de conformación de la unión

⁴ Debido a un error de formulario, se registró un porcentaje importante de casos sin información en la duración de las uniones en la EGG. Por esa razón el análisis de supervivencia se realiza solamente a partir de los datos de ESF. Por más detalles respecto al problema mencionado ver Cabella (2006).

En lo que respecta al **tipo de unión**, los datos presentados muestran la relevancia de esta variable en la estabilidad de la primera unión. Las mujeres que legalizaron el vínculo conyugal, hayan cohabitado o no previamente, tienen chances significativamente mayores de permanecer unidas que aquellas que se encontraban en unión consensual. La probabilidad de que la unión se disuelva antes de cumplir los cinco años de duración es cuatro veces mayor para este grupo y tres veces más grande que para las casadas, antes de alcanzar los diez de vida marital. La interpretación de los efectos del tipo de unión sobre la continuidad de los vínculos conyugales se discutirá en el apartado siguiente, por ahora cabe señalar que desde el punto de vista de su composición demográfica, las sub-poblaciones más propensas a vivir en uniones de hecho son también las más jóvenes y las que no tienen hijos, por lo que este análisis no permite discriminar el efecto neto de la consensualidad sobre la estabilidad de la primera unión.

Cuadro 1: Probabilidades acumuladas de disolución de la primera unión según características seleccionadas (tablas de vida)			
Duración (en años)	Cohorte nupcial		
	1960-1975	1976-1984	1985-2001
0	0,09	0,08	0,13
5	0,17	0,19	0,26
10	0,21	0,26	0,34
15	0,29	0,32	
20	0,36	0,38	
25	0,43		
30	0,46		
p	0,003		
Duración (en años)	Edad a la unión		
	<20	20-24	>24
0	0,12	0,11	0,08
5	0,25	0,20	0,18
10	0,31	0,26	0,26
15	0,39	0,30	0,32
20	0,44	0,38	0,35
25	0,50	0,44	
30	0,52	0,49	
p.	0,024		
Duración (en años)	Tipo de vínculo		
	Casamiento	Unión consensual	
0	0,07	0,28	
5	0,16	0,50	
10	0,22	0,59	
15	0,28	0,62	
20	0,35	0,73	
25	0,41	0,77	
30	0,43		
p	0,000		
Duración (en años)	Presencia de hijos		
	Con hijos	Sin hijos	
0	0,08	0,34	
5	0,18	0,53	
10	0,24	0,60	

15	0,30	0,69
20	0,37	0,74
25	0,44	
30	0,47	
p		0,000
Fuente: Elaboración propia con base en ESF (Montevideo, 2001)		

Al igual que el tipo de vínculo, la **presencia o ausencia** de hijos de la primera unión constituye un gran divisor de aguas en el patrón de duración de las uniones. La probabilidad de ruptura antes de alcanzar los diez años de vida conyugal es 53% entre las mujeres que no tuvieron hijos durante su primer episodio conyugal, y se reduce a 18% entre aquellas que iniciaron la etapa reproductiva en el transcurso de su primera unión. El papel de los hijos en la estabilidad del matrimonio admite diversas interpretaciones. Estas serán consideradas en profundidad cuando se analicen los determinantes de la ruptura.

Por último, cabe destacar que no se encontraron diferencias significativas en las distribuciones de supervivencia de la primera unión en función del **nivel educativo** de las mujeres montevidéanas. Las mujeres tienen las mismas probabilidades de permanecer unidas a igual duración del matrimonio sin importar el nivel de educación que alcanzaron. Debe señalarse que tampoco las comparaciones entre pares de estratos arrojaron diferencias significativas (no se presentan los resultados en el texto).

V. Los determinantes de la ruptura entre los varones y mujeres uruguayos: un análisis a partir de la EGG

La muestra considerada a efectos de realizar este análisis se compone de los varones y mujeres alguna vez unidos, mayores de 25 años y menores de 55, cuya unión haya sido conformada antes de 2002. Se buscó incluir entre los determinantes, variables relativas a las características demográficas y biográficas, variables que dieran cuenta de su estatus socio-económico y de sus actitudes. Las medias muestrales de las variables independientes consideradas en los modelos se muestran en cuadro anexo (1). La variable dependiente es la ocurrencia o no de la ruptura de la primera unión. Las variables incluidas son las siguientes:

Variables demográficas y de curso de vida

- 1) *Edad*: se incluye como 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 la edad 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 tasa decreciente. 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.
- 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 1 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 1 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 1 si se habían separado. Dentro de esta última categoría fueron incluidos también los encuestados cuyo

padre o madre fuesen desconocidos. Los casos en que la pareja parental se había disuelto por viudez antes de los 20 años del encuestado fueron tratados como missing values.

Variables socio-económicas

- 6) *La educación*: se incluye como variable categorizada a partir de los años de educación alcanzados al momento de la encuesta. La categoría omitida es el nivel educativo más bajo.
- 7) *Nunca trabajó*: se incluye solamente para las mujeres ya que es 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 la actualidad. La variable toma el valor 1 si la mujer nunca participó del mercado formal de empleo.
- 8) *Área de residencia*: es una variable binaria que adquiere el valor 0 si la persona residía en el interior del país al momento de la encuesta, y 1 si la persona se encontraba residiendo en la capital.

Variables actitudinales

- 9) *Religión*: es una variable binaria que toma el valor cero si la persona no tiene ningún tipo de afiliación religiosa y uno si declara pertenecer a una religión, concurra o no a los servicios religiosos. La variable recoge entonces si la persona es o no creyente. En el total de la población encuestada 1 78% de las personas que declaran tener una creencia religiosa pertenecen 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 dar cuenta de 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.

V.1. Resultados

Los resultados de las estimaciones utilizando modelos probit se presentan separadamente para varones y mujeres en el cuadro 2. 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 (Peri 1996, Piani 2003).

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 ésta se disuelva, tanto entre varones como entre mujeres.

El **tipo de vínculo**, como era de esperar, 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 para las personas que no 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 parece sugerir que las uniones consensuales son intrínsecamente más frágiles que las uniones formales. Sin embargo, debe tomarse en cuenta que esta variable podría estar reflejando los efectos de factores actitudinales no contemplados en el modelo.

Los resultados respecto a la relación entre **presencia o ausencia de hijos** y ruptura, están en línea con la evidencia mostrada por otros estudios respecto 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 sólo 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 el hecho de tener hijos reduce 28 puntos porcentuales la probabilidad de concluir la unión frente a las mujeres sin hijos. Esta diferencia podría estar relacionada con el hecho de que para los varones la disolución del vínculo implica la separación residencial respecto de sus hijos, lo que puede ser visto por algunos de ellos como 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, si no totalmente controlado, al menos 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, cuyos efectos pueden ser importantes en esta relación.

Respecto a la variable que pretende medir los efectos de la **transmisión intergeneracional del divorcio**, las estimaciones sugieren que las rupturas no están asociadas con la estabilidad de la pareja parental. 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 socio-económica 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 del área de residencia y que no se constata el efecto positivo que predice la teoría respecto a una mayor probabilidad de las rupturas en las grandes aglomeraciones urbanas.

El **nivel educativo** no resultó significativo para explicar la probabilidad de disolver la primera unión entre las mujeres. Entre los varones sólo hay diferencias significativas entre aquellos pertenecientes a la categoría más alta de educación y la más baja, en este caso la estimación arroja una relación positiva entre haber realizado estudios superiores y experimentar la ruptura de la primera unión. La ausencia de asociación entre educación femenina y ruptura confirma los resultados encontrados a partir del análisis de supervivencia y como se verá más adelante se obtiene el mismo resultado utilizando los datos de la ESF.

El hecho de que los varones con el nivel educativo más alto tengan más probabilidades de disolver su primera unión respecto a los menos educados resulta sorprendente. Desde una perspectiva de la división tradicional del trabajo, cabría suponer que los varones más educados se divorciasen menos, ya que es esperable que tengan mayor capacidad para cumplir

con su función de proveedor (Bernhardt 2000). Por ejemplo, algunos estudios han mostrado que el desempleo y la inestabilidad en el trabajo aumentan el riesgo de disolución para los varones. No ha sido posible considerar en el modelo variables que den cuenta del estatus laboral ni de la calidad del empleo, quizás la inclusión de este tipo de indicadores matice o revierta este resultado.

Cuadro 2: Determinantes de la ruptura de la primera unión de mujeres y varones uruguayos (modelos probit)

Variable	Mujeres				Varones			
	Coeficiente	Signifi- cación	Efecto marginal		Coeficiente	Signifi- cación	Efecto marginal	
Edad	0,203 ***	0,001	0,042		0,180 **	0,040	0,040	
Edad ²	-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 (Si =1) (No =0)	-0,955 ***	0,000	-0,281		-1,249 ***	0,000	-0,382	
Padres separados (Si =1) (No =0)	0,019	0,611	0,004		-0,045	0,404	-0,010	
Área de residencia (MVDO =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 (Si =1) (No =0)	-0,361 **	0,046	-0,063					
Religión (Si =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 obs.			1414		Nº de obs.		681	
Máxima Verosimilitud			-500997		Máx. Veros.		-233720	
Pseudo R2			0,293		Pseudo R2		0,355	
NOTA: En 'Años de estudio', se omite la categoría 0-8 años de estudio								
*** significativo al 99% ** significativo al 95% * significativo al 90%								
Fuente: Elaboración propia con base en EGG, Uruguay 2004, base ponderada								

De forma general, si se exceptúa el comportamiento de los varones más educados, puede resaltarse que la educación no constituye un factor que ejerza fuertes influencias 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.

Como se señaló en la revisión teórica, los modelos más sofisticados, aplicados en general a datos de panel, incluyen variables dinámicas relativas a la **condición laboral** en distintos momentos de la vida y especificaciones más detalladas del estatus laboral para estudiar las relaciones entre trabajo y ruptura. Para el caso de Uruguay sólo ha sido posible 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. Aún cuando es escaso el número de mujeres que nunca participó en el mercado laboral (ver anexo 1) el hecho de no haber tenido ninguna experiencia en el mercado de empleo se asocia positivamente con la estabilidad de la unión entre las mujeres. De acuerdo a los resultados obtenidos, las mujeres que nunca trabajaron fuera del hogar se divorcian menos que aquellas que están trabajando o participaron alguna vez en su vida en el mercado laboral. Este resultado, a diferencia de la educación, confirmaría que las mujeres más dependientes de los beneficios económicos del matrimonio tenderían a permanecer unidas, respaldando la teoría de la independencia económica de la mujer.

Finalmente, la única variable que ha podido ser incluida en el modelo a fin de evaluar el peso de las actitudes en los factores que inciden sobre la ruptura, ha sido la **orientación religiosa**.

Esta variable resultó significativa para las mujeres pero no para los varones. Entre las mujeres el hecho de tener algún tipo de orientación religiosa reduce la probabilidad de divorcio respecto a aquellas que se declaran ateas. El resultado es esperable en la medida que se trata en su mayor parte de mujeres que profesan la fe católica y es consabido que ésta promueve la indisolubilidad de las uniones. Por otro lado, es probable que la afiliación religiosa esté recogiendo orientaciones más tradicionales respecto a la pareja y la familia, de modo que la mayor propensión a divorciarse entre aquellos que no tienen creencias religiosas puede entenderse como la expresión de actitudes más laxas respecto al papel de la institución matrimonial en la regulación de los vínculos conyugales. Debe señalarse que esta variable recoge la afiliación religiosa en el momento de realizarse la encuesta, por lo no puede descartarse que las preferencias religiosas estén afectadas por la propia historia conyugal.

VI. Los resultados del análisis multivariado a partir de la ESF

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 elaborados a partir de la EGG, por lo que sólo se describirán las nuevas variables y aquellas que difieran en su elaboración respecto a las ya descritas. En el cuadro 2 del anexo 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 cohabitaron antes de legalizar la unión y las que no habían legalizado al momento en que se produce la ruptura o a la fecha de la encuesta. Con esta categorización se busca determinar si además de las diferencias entre las uniones legalizadas y las consensuales, pueden identificarse efectos de la cohabitación prenupcial. La categoría omitida es el matrimonio directo.

La variable **paridez** distingue entre aquellas mujeres que no tuvieron hijos y las que acumularon uno, dos y tres o más hijos. La categoría de referencia será en este caso 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. La variable **nivel educativo** fue categorizada de la siguiente manera: la categoría más baja incluye las mujeres sin instrucción, las que tienen primaria completa o incompleta y las que no finalizaron el ciclo básico de la secundaria. Aproximadamente esta categoría corresponde a ocho años de estudio. La categoría siguiente (secundaria) incluye las mujeres que habían completado el ciclo básico de secundaria y las que tenían el segundo ciclo completo o incompleto. Esta categoría incluye aproximadamente a las mujeres que realizaron entre 9 y 12 años de estudio. Finalmente, la categoría terciaria, incluye todas aquellas mujeres que iniciaron estudios superiores, los hayan o no culminado. 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 análisis se restringió a las mujeres que comenzaron su primera unión antes de 1998. En el cuadro 3 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 con los datos de EGG. La edad a la unión y la consensualidad del vínculo tienen efectos positivos sobre la ruptura, mientras 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.

Cuadro 3: Determinantes de la ruptura de la primera unión de las mujeres del área metropolitana (modelo probit)				
<i>Variable</i>	Coeficiente		Significación	Efecto marginal
<i>Edad</i>	0,190	***	0,000	0,064
<i>Edad</i> ²	-0,017	***	0,008	-0,006
<i>Edad a la unión</i>	-0,086	***	0,000	-0,029
<i>Tipo de unión: Cohabitación</i>	0,000		0,998	0,000
<i>Tipo de unión: Unión libre</i>	0,755	***	0,000	0,280
<i>Paridez: 1 hijo</i>	-0,358	**	0,016	-0,114
<i>Paridez: 2 hijos</i>	-0,930	***	0,000	-0,282
<i>Paridez: 3 o + hijos</i>	-1,128	***	0,000	-0,314
<i>Nivel educativo (secundaria)</i>	0,035		0,716	0,012
<i>Nivel educativo (terciaria)</i>	-0,148		0,174	-0,049
<i>Nunca trabajó (Si =1) (No =0)</i>	-0,565	**	0,018	-0,158
<i>Índice de institucionalismo</i>	-0,321	***	0,000	-0,108
<i>Religión (Si =1) (No =0)</i>	-0,232	***	0,006	-0,079
Constante	-2,592	**	0,013	
Nº de observaciones				1314
Log likelihood				-661,20406
Pseudo R2				0,196
*** significativo al 99% ** significativo al 95%				
NOTA: en ' <i>Tipo de unión</i> ' se omite la categoría 'matrimonio directo'; - ' <i>Paridez</i> ': se omite la categoría 'Sin hijos'; en ' <i>Nivel educativo</i> ', se omite la categoría más baja 'primaria completa o incompleta y primer ciclo de secundaria'				
Fuente: Elaboración propia con base en ESF, Montevideo 2001				

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, el análisis muestra que entre las mujeres en la cohorte más antigua (1947-56) las 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 sólo significativa entre las mujeres con educación media y las 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 la ruptura era un evento raro, 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 la cohabitación previa al matrimonio confirma los resultados mostrados a partir del análisis de supervivencia, aún controlando por las variables demográficas, la cohabitación no ejerce influencias sobre la estabilidad de las uniones. Este hallazgo abonaría la idea de que la forma de entrada en unión no tiene consecuencias sobre la estabilidad futura del vínculo, parece más bien 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 tomando en cuenta 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 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 a las sin hijos, la reducción alcanza 28 puntos cuando las mujeres acumularon dos hijos y 31 puntos a partir del tercer hijo.

¿Cómo interpretar estos resultados? Por un lado, la significativa 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 que tuvieron un solo hijo respecto a las que no tuvieron hijos, 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 aportar satisfacción al vínculo (Bawin-Legros 1988, Beck & Beck-Gernsheim 1998, Roussel 1989, Van de Kaa 2002). Si ello fuera así sería de esperar que el efecto estabilizador que aportan los hijos a la unión tendiese a diluirse con la expansión de la flexibilidad 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 auto-realización 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. (Leridon 1995).

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, es decir, cuanto más importancia le asignan las mujeres a los aspectos institucionales del matrimonio, menor es la probabilidad de que ocurra la ruptura. Teniendo en cuenta los recaudos señalados en el apartado anterior, respecto al momento en que están medidas estas variables, 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.

VII. Comentarios finales

Si las generaciones que entraron a la vida adulta durante los años sesenta fueron las protagonistas de la revolución sexual y contraceptiva, la siguiente generación, protagonizó lo que Carlos Filgueira (1996) llamó “la revolución de los divorcios”. Esta generación, cuya entrada a la vida conyugal se produce a mediados de la década del ochenta, muestra comportamientos claramente diferenciados respecto a sus predecesoras. Si bien puede identificarse un lento crecimiento del fenómeno en las cohortes matrimoniales anteriores, el quiebre que se observa a partir de esta cohorte nupcial es consistente a partir de las diversas fuentes de información y de los distintos indicadores: aumentan fuertemente las rupturas a

duraciones muy cortas y concomitantemente ocurre una disminución en la edad a la que interviene la disolución.

El hecho de que no se detecte una marcada selectividad de la ruptura en función de la educación de los individuos reafirma la idea de que se trata ante todo de un cambio generacional. Si bien un único indicador de pertenencia social es insuficiente para dar cuenta de la distribución 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 “democratizar” el fenómeno.

La historia del vínculo, más que las características individuales de los cónyuges, es el factor primordial para explicar la mayor o menor estabilidad de las uniones. Todas las técnicas de análisis utilizadas en este estudio son consistentes en señalar a la consensualidad y la ausencia de hijos como los dos predictores más importantes de la ruptura. En definitiva, la fórmula de Roussel para dar cuenta de la instalación de un nuevo pacto conyugal en las sociedades contemporáneas (“a pacto frágil ruptura frecuente”) parece ser la explicación más adecuada para interpretar la fuerte incidencia del divorcio en Uruguay.

La relación entre el carácter consensual de las uniones y su mayor inestabilidad, aparece como uno de los fenómenos que amerita mayor investigación. Aún 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 pre-existentes de los individuos que no fueron consideradas en este estudio, por ejemplo actitudes hacia el matrimonio no recogidas en este trabajo o a otros factores socio-demográficos.

VIII. Referencias bibliográficas

- Amato, P. 1996. "Explaining the intergenerational transmission of divorce." *Journal of Marriage and the Family* 58(3):628-640.
- Axinn, W. y A. Thornton. 1992. "The relationship between cohabitation and divorce: selectivity or causal influence?" *Demography* 33:66-81.
- Bawin-Legros, Bernadette. 1988. *Familles, mariage et divorce*. Pierre Mardaga.
- Beck, U. y E. Beck-Gernsheim. 1998. *El normal caos del amor*. El Roure.
- Bernhardt, E. 2000. "Repartnering among swedish men and women. A case study of emerging patterns in the second demographic transition." in *FFS Flagship Conference*.
- Berrington, A y I. Diamond. 1999. "Marital dissolution among the 1958 British birth cohort: The role of cohabitation." *Population Studies* 53(19-38).
- Casper, L. y S. Bianchi. 2002. *Continuity & Change in the american family*. Sage.
- Clarke, L. y Berrington, A. 1999. "Socio-demographic predictors of divorce." Pp. 1-38 in *High Divorce Rates: The State of the Evidence on Reasons and Remedies*, edited by J. (ed.) Simons. Lord Chancellor's Department.
- Cherlin, Andrew. 1992. *Marriage, Divorce, Remarriage. Revised and Enlarged Edition*. Harvard University Press.
- Cherlin, Andrew, Kathleen Kiernan, y Lindsay Chase Landale. 1995. "Parental Divorce in Childhood and Demographic Outcomes in Young Adulthood." *Demography* 32(3):299-318.
- DeVaus, D., L. Qu, y R. Weston. 2003. "Premarital cohabitation and subsequent marital stability." *Family Matters* (65):34-39.

- Engelhardt, H., H. Trappe, y J. Dronkers. 2002. "Intergenerational Transmission of Divorce. A Comparison Between the Former East and West Germany." Pp. 38 in *MPIDR Working Paper WP 2002-008*. Max Planck Institute.
- Giddens, A. 1993. *La transformación de la intimidad. Sexualidad, amor y erotismo en las sociedades modernas*. Cátedra.
- Goode, William J. 1993. *World Changes in divorce patterns*. Yale University Press.
- Houle, R./, C./ Simó, R./ Treviño, y M. Solsona. 1998. "Los determinantes sociodemográficos y familiares de las rupturas de uniones en España." in *III Seminari Urbá Divorcialidad y Disolución del Hogar: Causas y efectos*. Centre d'estudis demografics.
- Jalovaara, M. 2001. "Socio-economic status and divorce in first marriages in Finland 1991-1993." *Population Studies* 55(2):119-133.
- Kiernan, K. 2004. "Redrawing the boundaries of marriage." *Journal of marriage & family* 66:980-987.
- Kiernan, K. y A. Cherlin. 1999. "Parental divorce and partnership dissolution in adulthood: Evidence from a British cohort study." *Population Studies* 53(1):39-48.
- Kiernan, Kathleen, y Ganka Mueller. 1998. *The divorced and who divorces?* LSE.
- Leridon, H. 1995. *Les enfants du désir. Une révolution démographique*. Hachette.
- 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." in *MPIDR Working Paper 2004-010*. Max Planck Institute for Demographic Research.
- Peri, A. 1996. "Homogamy in the Marriage Market of Montevideo, Uruguay." in *Population Center*. University of Texas at Austin.
- Philips, J. y M. Sweeney. 2005. "Premarital Cohabitation and Marital Disruption among White, Black and Mexican American Woman." *Journal of Marriage and the Family* 67:295-313.
- Piani, G. 2003. "¿Quién se casa con quién? Homogamia educativa en las parejas de Montevideo y zona Metropolitana." Pp. 23 in *Documentos de Trabajo N°13-03*, edited by Departamento de Economía-FCS. Universidad de la República.
- Roussel, L. 1989. *La famille incertaine*. Odile Jacob Editions.
- Ruggles, Stevens. 1997. "The rise of divorce and separation in the United States, 1880-1990." *Demography* 34(4):455-466.
- Ruiz Becerril, L. 1999. *Después del divorcio. Los efectos de la ruptura matrimonial en España*. Centro de investigaciones sociológicas.
- Teachman, J. 2003. "Premarital sex, premarital cohabitation and the risk of subsequent marital dissolution among women." *Journal of Marriage and the Family* 65(2):444-455.
- Van de Kaa, Dirk. 2002. "The idea of a Second Demographic Transition in Industrialized Countries." Pp. 1-32 in *Sixth Welfare Policy Seminar at the National Institute of Population and Social Security*.
- Waite, L. y L. Lillard. 1991. "Children and Marital Disruption." *American Journal of Sociology* 96(4):930-956.
- Weston, R.L. Qu, y D. De Vaus. 2003. "Partnerhip Formation and Stability." in *9th Australian Institute of Family Studies Conference*.
- White, L. 1990. "Determinants of Divorce: A Review of Research in the Eighties." *Journal of marriage & family* 52(4):904-912.
- Wolfinger, N. 2003. "Parental Divorce and Offspring Marriage: Early or Late?" *Social Forces* 82(1):337-353.
- Wolkott, I. y J. Hughes. 1999. "Towards understanding the reasons for divorce." Pp. 38 in *Working Paper, N° 20*. Australian Institute of Family Studies.

Anexos

Anexo 1: Medias muestrales de las variables independientes según sexo (personas mayores entre 25 y 54 años alguna vez unidas)		
<i>Variable</i>	Mujeres	Varones
<i>Edad</i>	39,18 (8,18)	39,61 (8,73)
<i>Edad a la unión</i>	22,22 (5,49)	23,97 (5,26)
<i>Tipo de vínculo</i> 0= Unión Consensual 1= Matrimonio	0,74	0,66
<i>Hijos de la primera unión</i>	0,87	0,78
<i>Área de residencia</i> (0= Interior, 1=Montevideo)	0,49	0,50
<i>Años de estudio</i>		
0-8	0,39	0,43
9-12	0,39	0,39
13+	0,22	0,18
Nunca trabajó	0,08	0,01
<i>Religión</i> 0= No creyente. 1= Creyente	0,67	0,55
N	1114	904
Fuente: Elaboración propia con base en EGG, base ponderada		
Anexo 2: Medias muestrales de las variables independientes utilizadas en el modelo de ruptura de la primera unión*		
<i>Variable</i>	Media	
<i>Edad</i>	39,4 (8,3)	
<i>Edad a la ruptura</i>	22,03 (5,1)	
<i>Tipo de vínculo de la primera unión</i>		
Matrimonio directo	0,67	
Cohabitación prenupcial	0,15	
Unión consensual	0,18	
<i>Paridez de la primera unión</i>		
0 hijo	0,13	
1 hijo	0,26	
2 hijos	0,34	
3 o + hijos	0,27	
<i>Años de estudio</i>		
0-8	0,35	
9-12	0,28	
13+	0,26	
<i>Propiedad de la vivienda</i>	0,63	
<i>Índice de institucionalismo</i> ⁵	0,006 (1,00)	
<i>Religión</i>	0,62	
N	1314	
Fuente: Elaboración propia con base en ESF		
*Entre paréntesis se incluye el desvío estándar		

⁵ El valor mínimo y máximo de esta variable es -2,5 y 2,03 respectivamente.