



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Bucheli, Marisa; Vigna, Andrés
Un estudio de los determinantes del divorcio en Uruguay
Desarrollo y Sociedad, núm. 56, 2005, pp. 1-21
Universidad de Los Andes
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169114671001>

- 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

Un estudio de los determinantes del divorcio en Uruguay

A study of the divorce determinants in Uruguay

Marisa Bucheli *
Andrés Vigna **

Resumen

No obstante la existencia de una legislación temprana respecto al divorcio, en Uruguay ha aumentado significativamente la cantidad de divorcios a partir de la segunda mitad de la década de los ochenta. El propósito de este trabajo consiste en identificar las características, individuales y de la pareja, que se asocian con un mayor riesgo de divorcio para dos generaciones de mujeres, según la evidencia que aporta la Encuesta de Situaciones Familiares de 2001. Los resultados, obtenidos a partir de la aplicación del análisis de supervivencia, se condicen, en general, con lo que predice la teoría: la presencia de hijos y la religiosidad de las personas funcionan como estabilizadores del matrimonio. Se encuentra también que la existencia de un período de cohabitación previa al matrimonio funciona en detrimento de éste, aumentando así el riesgo de divorcio. Respecto a las diferencias detectadas entre genera-

* Docente e investigadora del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Montevideo, Uruguay. Correo electrónico: marisa@decon.edu.uy.

** Docente e investigador del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Montevideo, Uruguay. Correo electrónico: avigna@decon.edu.uy.

Este artículo fue recibido el 6 de octubre de 2005, y aceptado el 24 de noviembre de 2005.

ciones, las mismas atienden, básicamente, a la educación combinada de los esposos y a las diferencias de edades entre éstos.

Palabras clave: disolución matrimonial, análisis de supervivencia.

Clasificación JEL: J12, C41.

Abstract

In spite of an early legislation on divorce in Uruguay, the total number of divorces has increased significantly since the second half of the 1980's. The purpose of this work is to identify the characteristics of women and their spouses associated with a larger risk of divorce, using the Survey of Familiar Situations collected in 2001. The results of survival analysis are in line with theoretical implications: the presence of children and religious beliefs tend to stabilize marriages. Also, premarital cohabitation shifts up the probability of marital breakdown. Regarding differences between generations, they relate mainly to the difference of age and education within the couple.

Key words: marital dissolution, survival analysis.

JEL Classification: J12, C41.

Introducción

A pesar de una temprana legislación respecto al divorcio, este fenómeno comenzó a intensificarse en Uruguay a partir de mediados de la década de los ochenta. Desde entonces, ha sido objeto de atención básicamente por dos motivos: en lo que atañe a las causas que provocaron su notable aumento y en cuanto a los efectos que acarrea sobre el bienestar, tanto de la pareja involucrada como de sus hijos.

Respecto de las causas, según algunos autores, éstas responderían a la asimilación de un nuevo modelo de unión conyugal, caracterizado concomitantemente por una caída de la fecundidad hasta niveles cercanos a los de reemplazo, un descenso de la nupcialidad y un aumento de las uniones consensuales y de los nacimientos fuera del matrimonio (Paredes, 2003). Dentro de este marco, las trayectorias

conyugales se complejizan en la medida que es cada vez más común que las personas establezcan más de una unión a lo largo de su vida y que tengan hijos de diferentes parejas.

Con relación al impacto del divorcio sobre el bienestar y el desempeño de la familia involucrada en la ruptura, los trabajos existentes hacen hincapié en los efectos negativos que se ven reflejados en situaciones de mayor vulnerabilidad y de deterioro del capital social. Filgueira (1996) y Katzman (1997, 1999), sugieren que los niños en familias monoparentales sufren de una subinversión provocada por sus progenitores no sólo por la ausencia de uno de ellos, sino también por la necesidad de aumentar las horas trabajadas por el que queda a su cargo (que en la abrumadora mayoría de los casos es la madre) como mecanismo de compensación ante el deterioro en su posición económica causada por el divorcio. Cabe aclarar, sin embargo, que no existe evidencia firme sobre este aspecto.

No existen, sin embargo, antecedentes en el país que aborden las cuestiones referentes a las características personales y de la pareja que se asocian con un mayor riesgo¹ de divorcio, tópico que sí ha sido tratado en la literatura para otros países, sobre todo los países desarrollados. Utilizando los datos que aporta la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF) de 2001, el propósito de este trabajo consiste, precisamente, en identificar cuáles son esas características asociadas al riesgo de divorcio, para una muestra de 1.806 mujeres de Montevideo y el área metropolitana.

Este trabajo se divide en cinco secciones: la primera aporta información sobre las tendencias recientes del divorcio en Uruguay. La segunda presenta los aspectos teóricos relacionados con el estudio del divorcio desde una perspectiva económica. La tercera sección describe el método y la base de datos utilizados. En la cuarta sección se presentan los principales resultados obtenidos, los que son contrastados con lo que predice la teoría y la evidencia internacional encontrada. Finalmente, en la quinta sección se concluye.

¹ El término “riesgo” no tiene aquí connotaciones negativas, sino que se utiliza como sinónimo de “probabilidad”. Para evitar esta aclaración, los trabajos sobre la materia muchas veces utilizan el vocablo “intensidad”.

I. Tendencias recientes del divorcio en Uruguay

La legislación sobre divorcio aparece tempranamente en Uruguay en el año 1869. En ese momento se admite solamente el divorcio por seis causales. A principios del siglo XX, se realizan modificaciones que agregan dos causales más e incorporan el divorcio por mutuo consentimiento (1907) y por la sola voluntad de la mujer (1913). Finalmente, en 1978, se llega al régimen vigente que considera diez causales de divorcio (incluida la posibilidad de obtener el divorcio “por separación de hecho”), manteniendo el divorcio por mutuo consentimiento y por la sola voluntad de la mujer (mayores detalles de la legislación aparecen en Cabella, 1999).

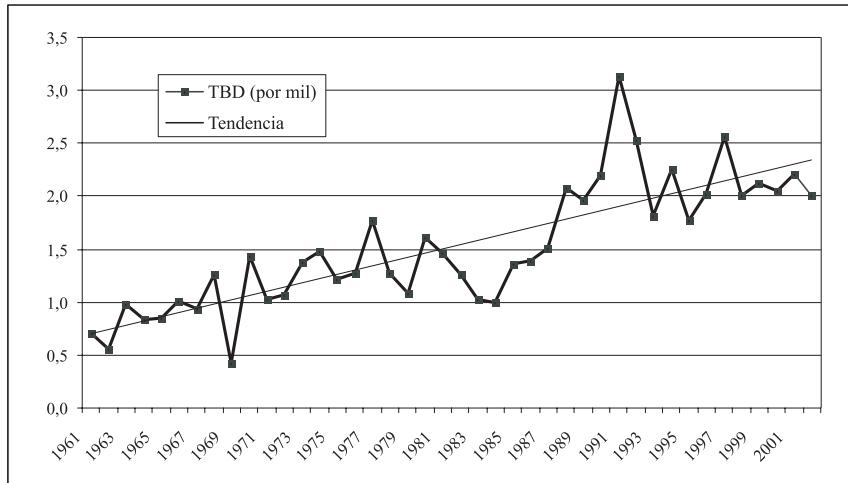
No obstante este marco legal avanzado y precoz en relación con otros países y en particular con la región latinoamericana, la ruptura matrimonial deja de ser una práctica poco frecuente a partir de los años cincuenta del presente siglo para intensificarse en los años ochenta.

La cifra de sentencias de divorcio inscritas en el registro civil, que en 1950 era de 1.367, crece casi ininterrumpidamente hasta alcanzar su pico máximo en 1991 (9.800), para luego disminuir levemente y representar 6.761 en 2002, último dato disponible. Tomada punta a punta, la cantidad de divorcios se quintuplicó en este período. Este crecimiento acelerado de la cantidad de divorcios se refleja en el aumento de la tasa de divorcios², la que muestra una marcada tendencia ascendente, aunque con importantes oscilaciones. (Véase gráfico 1).

Cabe destacar que esta evolución, característica del fenómeno denominado “segunda transición demográfica”, se evidenció también a partir de la segunda mitad del siglo XX en los países desarrollados. Uruguay aparece, entonces y una vez más, como un país de comportamiento demográfico avanzado que sigue patrones similares (aunque con cierto rezago) a los de los países europeos, diferenciándose así del resto de la región.

² La tasa bruta de divorcios relaciona la cantidad de éstos ocurridos en un año con el total de la población de ese mismo año; el resultado, generalmente, se multiplica por mil.

Gráfico 1. Tasa bruta de divorcios. Años 1961-2002.



Fuente: Datos de la Dirección General del Registro de Estado Civil.

II. Aspectos teóricos

Desde el punto de vista económico, el matrimonio es una sociedad constituida con el propósito de una producción y consumo común. Pero cumple, además, con otras funciones importantes: a) permite la división del trabajo para explotar ventajas comparativas y obtener así retornos crecientes (economías de escala en la producción y el consumo doméstico); b) los esposos pueden extender su crédito y su consumo coordinando las actividades financieras y de inversión; c) el matrimonio favorece un entorno para la producción de bienes públicos y la acumulación de capital específico que pueden brindar a ambos esposos una satisfacción no trivial, y d) el matrimonio tiene una función de seguro al tomar en conjunto el riesgo de ambos esposos, permitiendo que, por ejemplo, un esposo pueda mantener a la familia cuando el otro es incapaz de trabajar o se encuentre desempleado.

En este contexto, tanto el matrimonio como el divorcio pueden verse como actividades económicas sobre las cuales los individuos, en la mayoría de los países, pueden decidir racionalmente. Además, constituyen eventos cuya ocurrencia afecta el bienestar y la satisfacción individual. Finalmente, son actividades costosas en un doble aspecto:

presentan costos de transacción (ceremonia de casamiento, comisión del abogado para el divorcio, etc.) y costos hundidos (beneficios del estado al que se renuncia: la soltería en caso de casarse y el matrimonio en caso de divorciarse).

El puntapié inicial para el análisis del matrimonio y el divorcio desde el punto de vista de la economía, es relativamente reciente: se dio con el artículo de Becker *et al.* (1977), acerca de la inestabilidad matrimonial. Con la aparición de este trabajo, el tópico ha continuado desarrollándose tanto desde la perspectiva teórica como empírica. El esquema general empleado es similar a la teoría de elección racional; el supuesto básico es que cada individuo trata de maximizar su utilidad al formar o romper uniones. De esta manera, una pareja decide “entrar” en el matrimonio si visualiza que la ganancia esperada que le reporta la unión es superior a la que obtendrían sus integrantes de permanecer solteros. Siguiendo la misma lógica, si la ganancia actual del matrimonio disminuye de forma tal que la participación de alguno de los esposos en dicha ganancia cae por debajo de la utilidad esperada proveniente de retornar a la soltería (o de unirse con otra persona), entonces se considerará la posibilidad de divorciarse.

Básicamente existen dos aproximaciones conceptuales para el estudio económico del matrimonio y el divorcio. En la primera, propuesta por Becker y conocida como el modelo unitario, las decisiones familiares son derivadas de una función de utilidad familiar. Los hogares son considerados como entidades en las cuales se produce y se consume domésticamente un único bien agregado (alimentación, salud, recreo, servicios infantiles, etc.) que reporta utilidad a sus miembros. Si el miembro del hogar que controla los recursos familiares se comporta de manera altruista, los demás miembros maximizarán voluntariamente su función de utilidad sujeta a una restricción presupuestaria conjunta. Mediante la combinación de bienes y servicios adquiridos en el mercado con la fuerza de trabajo doméstica, los esposos producen bienes domésticos que les reportan utilidad directamente.

Para que se produzca el conjunto de bienes maximizador del bienestar, los recursos productivos deben asignarse de acuerdo con el principio de las ventajas comparativas: cada miembro del hogar se especializa en las actividades en que es relativamente más producti-

vo. En el contexto de creciente incorporación de la mujer en el mercado laboral, este modelo ha venido perdiendo vigencia. Además, se ha criticado la propuesta sobre la forma en que modeliza las decisiones al interior del núcleo familiar y se reparten las ganancias del matrimonio.

Estas críticas sientan las bases para la elaboración de modelos binarios, los cuales permiten que los miembros de la familia tengan distintas funciones de utilidad, y buscan capturar las características de la coordinación en las decisiones. Por ejemplo, Manser y Brown (1980) desarrollan un modelo de negociación cooperativa en el que los esposos pueden llegar a un acuerdo sobre la división de las ganancias provenientes del matrimonio, el cual es tratado como un monopolio bilateral. La distribución de utilidad entre los miembros del matrimonio no depende del aporte de cada esposo sino de su poder relativo de negociación. Los autores sostienen que los esposos negocian los temas familiares sobre una base de poder simétrica considerando como “punto de amenaza” la posibilidad de divorcio.

Lundberg y Pollak (1993) proponen una especificación distinta del modelo de negociación, sosteniendo que en el común de los matrimonios los esposos rara vez utilizan el divorcio como punto de amenaza. En su opinión, un “matrimonio no cooperativo”, en el cual los esposos deciden la división del trabajo de acuerdo con los papeles de género socialmente reconocidos y sancionados, es un punto de amenaza más plausible para el proceso de negociación.

Independientemente de la aproximación utilizada, en ambos esquemas el divorcio surge a causa de expectativas sobre el matrimonio que no se logran satisfacer en la práctica, provocando que los beneficios actuales de permanecer casado sean menores que las nuevas expectativas de beneficios provenientes de volver a ser soltero o de contraer matrimonio con otra persona.

III. Datos y método

El estudio de los determinantes del divorcio se realiza por medio del análisis de supervivencia (Jenkins, 2004). Este método permite conocer en qué medida y con qué intensidad ciertas variables inciden en la

duración de un fenómeno, en este caso, el matrimonio. Dentro de este marco se analiza la probabilidad de que ocurra una ruptura en un determinado momento, dado que la pareja se encontraba bajo riesgo en ese momento (es decir, sus integrantes estaban casados), y dada la presencia de un conjunto de características como la existencia de hijos, el nivel educativo de ambos cónyuges, la edad que tenían cuando se casaron, su condición ocupacional y otras. En definitiva, el objetivo es estimar un modelo cuyas variables explicativas contribuyan a explicar por qué algunos matrimonios se divorcian más tempranamente, mientras que otros sobreviven durante un tiempo mayor.

A. Aspectos teóricos del análisis de supervivencia

Sea T la variable que mide la duración del matrimonio. Siendo $F(t)$ la función de distribución acumulada asociada, la probabilidad de que el matrimonio dure por lo menos hasta t está dada por la función de supervivencia $S(t)$:

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T \geq t) \quad (1)$$

En cada momento t , puede observarse un fallo (una ruptura) o una duración incompleta (observación censurada). Si existe alguna observación censurada cuyo valor coincide con un tiempo de fallo, se hace la hipótesis de que éste ocurre inmediatamente después del tiempo de fallo y, en consecuencia, las parejas censuradas en ese instante se contabilizan como parejas en riesgo.

Para describir la duración del matrimonio, se ha estimado la supervivencia aplicando el estimador Kaplan-Meier:

$$\hat{S}(t) = \prod_{i, t_{(i)} \leq t} \frac{n_i - d_i}{n_i} \quad (2)$$

donde n_i es el número de parejas en riesgo en el instante $t_{(i)}$. El estimador Kaplan-Meier es una función constante entre los tiempos de fallo consecutivos, que vale 1 antes del menor tiempo de fallo, $t_{(1)}$, y cuyo valor decrece según un factor variable en cada instante de fallo.

Para analizar la probabilidad de la duración del matrimonio que termine en el próximo intervalo de tiempo, dado que la misma llegó por lo menos hasta t , se estimó la función de riesgo $h(t)$:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (3)$$

Se estimó el modelo de Cox, de manera que la relación entre la función de riesgo en ciertas condiciones x de las variables explicativas y la función de riesgo basal es:

$$\frac{h(t, x)}{h(t, x_0)} = e^{(\beta x)} \quad (4)$$

Los coeficientes *beta* exponenciales ($e^{(\beta)}$) de la regresión de Cox se interpretan como la tasa o razón de riesgo (*hazard ratio*) para una unidad de cambio en x . De esta forma, si $e^{(\beta x)} > 1$, existe una influencia positiva del regresor sobre el riesgo de divorcio y, por tanto, una aceleración del tiempo de fallo; mientras, si $e^{(\beta x)} < 1$ existe una influencia negativa o desaceleración del tiempo de fallo.

B. La base de datos y la construcción de las variables explicativas

Los datos utilizados provienen de la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF) realizada por la Universidad de la República-UNICEF en el año 2001; ésta brinda información sobre mujeres de 25 a 54 años que viven en Montevideo o en su área metropolitana.

Esta encuesta es la primera en el país que indaga acerca de la historia conyugal. Cuando la mujer declara haber convivido con una pareja al menos seis meses, revela el año de comienzo de la unión y si la pareja se casó legalmente. En caso de casamiento, pregunta el año en que ocurrió; si posteriormente la pareja se separa, el año en que terminó la convivencia.

Utilizando esta información, se analiza la duración del primer matrimonio; esto es, los años transcurridos desde el casamiento (legal) y la

separación (de hecho, haya o no culminado en divorcio). Las mujeres más jóvenes tuvieron menor tiempo para divorciarse, por lo que, para no sesgar el resultado de las estimaciones, se trabaja solamente con mujeres de al menos 35 años de edad³. Se cuenta con 1.026 casos, de las cuales, al momento de la encuesta, 295 se habían separado o divorciado, 688 continuaban conviviendo con su primer marido y 43 habían enviudado. A efectos del presente estudio, estas 43 mujeres fueron asimiladas a los 688 casos en que la pareja continuó unida. El análisis se realiza para dos generaciones por separado (1947-1956 con 485 casos y 1957-1966 con 541 casos), con el propósito de detectar la posibilidad de que una misma variable presente signos opuestos sobre el riesgo de divorcio según la generación.

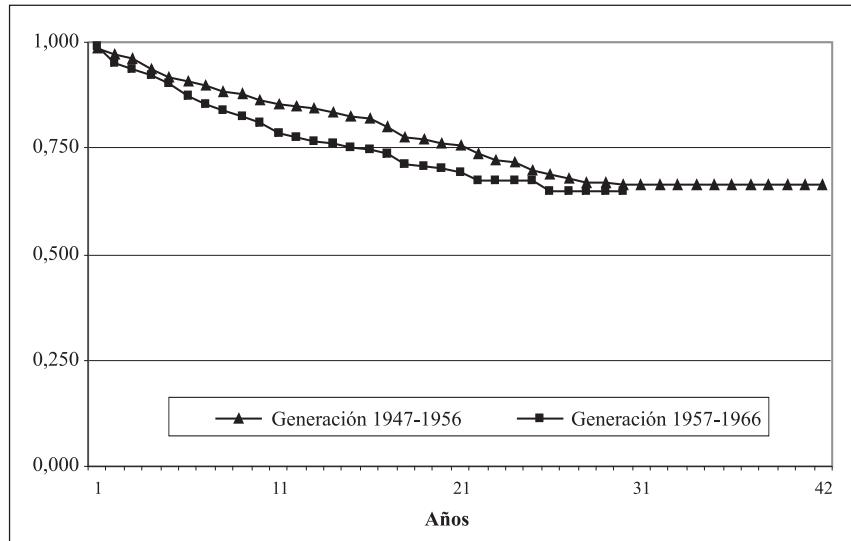
En el gráfico 2 se presentan las funciones de supervivencia de Kaplan-Meier para cada generación. Según el *test* de Wilcoxon y de Log Rank, las curvas son estadísticamente diferentes. Sus posiciones indican que los matrimonios de las mujeres de la generación más vieja son más duraderos que los de la más joven. Como puede observarse, luego de los diez años de iniciado el matrimonio, el 89% de los que corresponden a la generación 1947-1956 se mantiene vigente, mientras que para la generación 1957-1966, los matrimonios que subsisten luego de ese período son el 82%.

Las variables que se incluyeron en la regresión de Cox para estimar su influencia sobre el riesgo de divorcio de las dos generaciones, son las siguientes:

Nivel educativo. Tres variables dicotómicas que refieren al nivel máximo de educación alcanzado por la mujer: nivel bajo (sin instrucción, educación preescolar y primaria), medio (secundaria primer y segundo ciclo y enseñanza técnica) y alto (magisterio o profesorado y universidad).

³ A partir de los 35 años, la tasa de mujeres casadas en relación con el total de mujeres de esa edad, la cual crece ininterrumpidamente para edades más jóvenes, se mantiene relativamente constante en alrededor del 85%.

Gráfico 2. Estimación de la función de supervivencia de Kaplan-Meier por generación.



Educación comparada de los esposos. Tres variables dicotómicas construidas a partir de la comparación del máximo nivel educativo alcanzado por los esposos. Se distinguen los casos en que el esposo tiene mayor nivel educativo, la esposa tiene mayor nivel educativo, o ambos alcanzaron niveles educativos similares.

Edad en que se casó la mujer. “Edad al casamiento” refleja la edad (en años) que tenía la mujer al momento de casarse.

Edad comparada de los esposos. Tres variables dicotómicas construidas a partir del cálculo de la diferencia de edades. Las variables son creadas a partir de la media y desvío: la esposa es menor cuando la diferencia es inferior a la media menos un desvío; tienen la misma edad cuando la diferencia es mayor al anterior pero inferior a la media más un desvío; la esposa es mayor cuando la diferencia es superior a la media más un desvío.

Religión. Variable dicotómica que refleja el nivel de religiosidad de la mujer: “religiosa” vale 1 ante una respuesta afirmativa a la pregunta: “¿Tiene usted alguna religión?”, y 0 en otro caso.

Fecundidad. Cuatro variables dicotómicas que hacen referencia a la cantidad de hijos que tienen la pareja, distinguiendo cuando no hay hijos, y cuando hay uno, dos o al menos tres.

Cohabitación. Variable dicotómica que refiere a la existencia de un período de cohabitación previo al matrimonio.

Actividad de las mujeres. Variable dicotómica que toma valor 1 para aquellas mujeres que nunca participaron del mercado de trabajo.

Nivel económico del hogar: Variable que recoge la situación de privación a través de un índice que considera la existencia o no de distintos bienes en el hogar (televisión a color, calefacción, lavadora, video, microondas, nevera, lavaplatos, computadora, conexión internet, celular, auto)⁴. El índice “privación” varía entre 0 y 1, siendo nulo cuando el individuo tiene todos los bienes considerados, e igual a la unidad cuando el individuo está privado de todos los bienes.

⁴ Si hay K condiciones que indican privación ($k = 1, \dots, K$), se define la variable dicotómica I_{ik} para el individuo i de forma que $I_{ik} = 1$ si existe privación de k y $I_{ik} = 0$ en caso contrario. El nivel de privación de la persona i se define como:

$$D_i^* = \sum_{k=1}^K \alpha_k^* I_{ik}$$

donde $\alpha_k^* > 0$ es la ponderación correspondiente a la condición k . El ponderador se calcula como $(1 - f_k)$, donde f_k es la frecuencia de la condición k en el total de hogares. Esta ponderación utilizada recoge que a mayor porcentaje de personas que tienen un bien, mayor es el sentimiento de privación del que no lo tiene. Estos ponderadores se normalizan definiendo:

$$\alpha_k = \frac{\alpha_k^*}{\Omega} \quad \text{donde} \quad \Omega = \sum_{k=1}^K \alpha_k^*$$

Finalmente, se define el nivel de privación de una persona i (o índice de privación) como:

$$D_i = D_i^* \Omega^{-1} = \left(\sum_{k=1}^K \alpha_k^* I_{ik} \right) \Omega^{-1} = \sum_{k=1}^K \alpha_k I_{ik}$$

Cuadro 1. Valor medio y desvío estándar de las variables, por generación.

Variable	Generación 1947-1956 (N = 485)		Generación 1957-1966 (N = 541)	
	Media	Desvió estándar	Media	Desvió estándar
Nivel educativo				
bajo	0,24	0,43	0,20	0,40
medio	0,49	0,50	0,50	0,50
alto	0,27	0,45	0,30	0,46
Educación comparada				
esposo con mayor educación	0,17	0,36	0,14	0,35
esposa con mayor educación	0,27	0,44	0,25	0,43
niveles educativos similares	0,56	0,50	0,61	0,49
Edad al casamiento				
edad al casamiento	23,3	5,94	22,3	5,11
Edad comparada				
esposa mayor	0,12	0,33	0,07	0,26
esposo mayor	0,15	0,36	0,10	0,30
edades similares	0,73	0,45	0,83	0,38
Religión				
religiosa	0,67	0,47	0,55	0,50
Fecundidad				
sin hijos	0,07	0,25	0,05	0,23
un hijo	0,20	0,40	0,23	0,42
dos hijos	0,38	0,49	0,40	0,49
tres o más hijos	0,35	0,48	0,32	0,47
Cohabitación				
existencia de cohabitación	0,13	0,33	0,23	0,42
Actividad				
nunca trabajó	0,06	0,23	0,03	0,16
Nivel económico				
índice de privación	0,31	0,23	0,32	0,24

El cuadro 1 muestra los principales estadísticos descriptivos (media y desviación estándar) de las variables dependientes para cada generación. De esta comparación surge que las mujeres de la generación más joven (generación 1957-1966) tienen en promedio un mayor nivel educativo y son menos religiosas. Así mismo, es más probable que tengan un período de cohabitación previo al matrimonio y que se casen más jóvenes.

IV. Resultados

El cuadro 2 presenta los resultados de la estimación del modelo de Cox para las dos generaciones de mujeres. En particular, aparecen los valores de e^β , esto es, las razones de riesgo.

Cuadro 2. Resultados de la estimación de Cox. Valores de la razón de riesgo.

	Generación 1957-1966	Generación 1947-1956
Nivel educativo medio	1,674 (1,78)***	1,373 -1,19
Nivel educativo alto	1,506 -1,04	2,275 (2,44)*
Esposo con mayor educación	1,155 -0,51	0,642 -1,49
Esposa con mayor educación	1,542 (2,08)*	1,093 -0,42
Edad al casamiento	0,903 (4,31)**	0,9 (4,97)**
Esposa mayor	1,626 -1,54	1,444 -1,34
Esposo mayor	1,326 -1,08	0,475 (2,66)**
Religiosa	0,737 (1,81)***	0,711 (1,90)***
Sin hijos	10,688 (7,22)**	7,922 (6,06)**
Un hijo	4,713 (6,12)**	3,527 (5,48)**
Dos hijos	1,956 (2,78)**	1,274 -1,12
Existencia de cohabitación	1,261 -1,01	1,630 (1,86)***
Nunca trabajó	0,927 -0,13	0,463 -1,49
Índice de privación	4,409 (3,47)**	4,172 (3,37)**
Observaciones	536	478

Notas: *Significativo al 5%. **Significativo al 1%. ***Significativo al 10%.

Variables omitidas: nivel educativo bajo, niveles educativos similares, edades similares, tres o más hijos.

Una de las variables más estudiadas en relación con el riesgo de divorcio es la fecundidad. Los estudios empíricos intentan recoger su efecto de dos maneras: tomando la fecundidad como una variable exógena o modelizándola de manera endógena.

Dentro del primer grupo, existe evidencia de que el primogénito en sus primeros años de vida y, sobre todo, durante el período correspondiente al embarazo, estabiliza el matrimonio al aumentar el grado de satisfacción de la pareja (Zeman, 2002). Sin embargo, la llegada del segundo y más hijos tienen el efecto opuesto, lo que sugiere que provocan una caída en los beneficios del matrimonio. Así mismo, Liu (2002) encuentra que si la llegada del segundo hijo no ocurre luego de un tiempo considerable, la probabilidad de ruptura aumenta significativamente, lo que podría estar indicando alguna clase de problema marital o un menor compromiso con la vida familiar. En el otro extremo, se detecta un alto riesgo de divorcio para las parejas sin hijos.

La endogeneidad proviene de considerar una doble relación causal. Por un lado, la presencia de hijos afecta la estabilidad marital. Por otro, la estabilidad potencial del casamiento puede afectar la fecundidad, ya que los hijos representan el más importante compromiso hacia el matrimonio; así, las parejas con relativamente alta probabilidad de divorcio tienden a retrasar este compromiso. Para considerar este problema, Vuri (2001) construye un modelo dinámico de dos períodos para el *status marital* y las decisiones de fecundidad y encuentra que las parejas con hijos son menos propensas a divorciarse (efecto estabilizador de los hijos), al tiempo que las parejas con alta probabilidad a divorciarse son menos propensas a concebir hijos.

En este trabajo, la fecundidad ha sido considerada como una variable exógena. Los resultados obtenidos sugieren que los hijos funcionan como estabilizador del matrimonio, efecto que se reafirma a medida que aumenta el número de hijos. Así, para la generación 1947-1956, el riesgo de divorcio de las parejas sin hijos es ocho veces superior al de las parejas con más de dos hijos; esa proporción es casi doce para la generación 1957-1966. Para las variables que recogen tener exactamente uno y dos hijos, las estimaciones también arrojan razones de riesgo superiores a la unidad, aunque para la generación 1947-1956, los *tests* de significación indican que no habría diferencias entre tener dos o más hijos.

Otra variable que recientemente ha captado la atención de los investigadores, refiere a la existencia o no de un período de cohabitación prematrimonial. Lillard *et al.* (1995) encuentran un efecto positivo de la cohabitación prematrimonial sobre la subsecuente inestabilidad del matrimonio, efecto que, además, aumenta en intensidad con la duración de la cohabitación. Ello se daría por la presencia de un efecto de autoselección: las parejas que cohabitaban tienen una probabilidad latente de divorcio mayor que aquellas que deciden casarse directamente, lo cual podría atribuirse a circunstancias socioeconómicas o a diferentes actitudes hacia el matrimonio como institución. Otros estudios intentan controlar el proceso de autoselección, ya sea el originado en que quienes rechazan el matrimonio como institución no incurrirán en casamiento, como el proveniente de que sólo aquellas parejas que demuestran ser “compatibles” evolucionan hacia el matrimonio. Dentro de este contexto, Svarer (2002) encuentra que la cohabitación prematrimonial disminuye fuertemente el riesgo de divorcio y que cuanto mayor su duración, menor es el riesgo de disolución de la pareja.

Las estimaciones realizadas para Uruguay no hacen un control de autoselección. Aunque los grados de significación son bajos, para las dos generaciones la razón de riesgo obtenida es superior a la unidad, lo que sugiere que el riesgo de divorcio se ve aumentado por la existencia de un período de cohabitación.

Al considerar el nivel de religiosidad de las personas, se observa que la presencia de esta característica, tal como se esperaba, disminuye la probabilidad de divorcio. Obsérvese que la religión está medida al momento de la encuesta, por lo que es difícil extraer relaciones causales de este resultado.

Respecto a la edad en que se contrae matrimonio, existe consenso en la literatura empírica acerca de la mayor propensión al divorcio de quienes se casan a edades prematuras, especialmente para quienes lo hacen en la adolescencia. Ello apoyaría la idea de que lleva tiempo encontrar un “buen partido”. Los resultados obtenidos apuntan hacia este tipo de evidencia para las dos generaciones.

En cuanto a la diferencia de edades entre los esposos, la evidencia para otros países muestra una asociación positiva con el riesgo, aunque ésta parecería operar en un solo sentido: cuando la mujer es mayor que el hombre. Para el caso uruguayo, resulta interesante destacar que esta variable no tiene el mismo impacto en las dos generaciones en estudio. Para la generación 1947-1956, tomando como valor basal una pareja en que las edades del hombre y de la mujer son similares, el riesgo de divorcio se reduce en más de 50% cuando el hombre es mayor. Ello no ocurre para la generación más joven, en la que esta diferencia de edad no es significativa. Cabe señalar que cuando la mujer es mayor que su marido, los resultados, aunque no significativos, son similares para las dos generaciones en el sentido de que el riesgo de divorcio se ve aumentado; ello estaría en línea con la evidencia internacional.

Respecto a la educación, la evidencia para otros países indica una correlación negativa con el riesgo de divorcio. Para el caso uruguayo, sin embargo, el riesgo de divorcio crece con la educación de la mujer, aunque los coeficientes no siempre son significativos. En efecto, para la generación más vieja, el riesgo de divorcio de las mujeres con educación media es 67% superior al de las mujeres con educación primaria. Mientras, para la generación más joven, las mujeres con educación terciaria presentan un riesgo de divorcio equivalente a 2,3 veces el riesgo de las mujeres con primaria. Obsérvese que para la generación vieja, parece haber una distinción entre el nivel bajo y el medio; en cambio, para la generación nueva, la diferencia aparece entre el nivel medio y terciario. Esto podría deberse a que las calificaciones han ido creciendo, por lo que podría interpretarse que el riesgo de divorcio es mayor para quienes alcanzan niveles educativos relativamente superiores.

Una segunda aproximación a la influencia de la educación sobre el riesgo de divorcio, consiste en considerar la diferencia en el nivel educativo alcanzado por ambos esposos. En un modelo de especialización, como los que plantea Becker, cabría esperar que cuando la mujer tiene un alto nivel educativo (y, por tanto, mejores perspectivas económicas), el grado de especialización en la pareja (y la ganancia del matrimonio) sea menor. Existe, entonces, un efecto positivo de la educación de la mujer sobre el riesgo de divorcio, que actúa a través de su potencial económico. En el caso de que la brecha educativa se

inclinara a favor del esposo, ello acentuaría la especialización y, por tanto, estaría funcionando como estabilizador del matrimonio. Svarer (2002), en su análisis sobre los determinantes del divorcio en Dinamarca, utiliza la diferencia de niveles educativos como variable explicativa de la probabilidad de divorcio y halla una probabilidad de ruptura mayor para las parejas cuyos miembros tienen un logro educativo similar, lo que parece indicar que la especialización tiene un papel en el matrimonio.

Para el caso uruguayo, las diferencias en los niveles educativos se asocian con distintos niveles de riesgo. Para la generación más vieja, los menores riesgos de divorcio se observan cuando el marido tiene mayor nivel educativo que su mujer. Para la más joven, en cambio, la diferencia educativa entre esposos aumenta el riesgo de divorcio, sobre todo cuando ella se da a favor de la mujer. En definitiva, el hecho de que la mujer haya acumulado un mayor capital humano que su pareja, aumenta el riesgo de que el matrimonio termine en divorcio o en separación, sobre todo para la generación más joven.

En lo que concierne al nivel de ingresos, la evidencia para otros países señala que cuanto mayor sea éste, más estable resulta la relación. La información de la ESF permite aproximarse al nivel de ingresos a través de un índice de privación calculado para el año 2001, desconociéndose la situación económica previa al divorcio. Los resultados obtenidos para este índice sugieren que cuanto mayor la privación respecto a los bienes seleccionados, mayor el riesgo de divorcio de las parejas pertenecientes a esos hogares.

V. Conclusiones

El objetivo de este trabajo consiste en identificar las características, individuales y de la pareja, que se asocian con un mayor riesgo de divorcio en Uruguay, país que ha experimentado un aumento significativo en la cantidad de divorcios desde la segunda mitad de la década de los ochenta. Para ello, a partir de los datos que aporta la Encuesta de Situaciones Familiares de 2001, se divide la muestra en dos generaciones de mujeres según su año de nacimiento; se trabaja, entonces, con las mujeres nacidas entre 1947-1956 y las nacidas entre 1957-1999.

En primer lugar, se encuentra que la supervivencia de los matrimonios de las dos generaciones, obtenida con el método de Kaplan-Meier, es estadísticamente distinta; en efecto, los matrimonios correspondientes a las mujeres de la generación 1947-1956 tienen una duración promedio mayor que los de las mujeres de la generación 1957-1966.

En una segunda etapa se estima el modelo de Cox, que permite identificar la influencia de ciertas variables seleccionadas sobre el riesgo de divorcio. Los resultados, en general, se condicen con lo que se ha encontrado para otros países. Así, la presencia de hijos y la religiosidad de las personas funcionan como estabilizadores del matrimonio. Además, cuanto más temprano sobreviene el casamiento, mayores son las probabilidades de que ocurra un divorcio o una separación.

Otros resultados son más heterogéneos entre países. Para el caso uruguayo, la existencia de un período de cohabitación previa al matrimonio funciona en detrimento de éste, aumentando así el riesgo de divorcio. A su vez, aunque con algunas particularidades entre generaciones, las diferencias de edad entre la pareja aumenta el riesgo de divorcio.

Finalmente, el riesgo de divorcio crece con la educación de la mujer. Para la generación más vieja, ello se combina con un riesgo de divorcio menor cuando el hombre tiene mayor nivel educativo. A su vez, para la generación más joven, se encuentra un mayor riesgo de divorcio para el caso en que la mujer tiene mayor nivel educativo. Este tipo de resultados puede ser interpretado en un contexto de especialización: mujeres con mejores perspectivas económicas debido a su mayor nivel educativo, obtendrían menores ganancias del matrimonio y, por tanto, su riesgo de divorcio sería mayor. Además, dado su nivel educativo, el riesgo es mayor cuanto mejor posicionada esté respecto a su marido.

Referencias

- BECKER, Gary, *et al.* (1977). “An economic analysis of marital instability”, *The Journal of Political Economy*, 85(6).
- BECKER, Gary (1981). *Tratado sobre la familia*, Alianza Universidad, Madrid.

- BERGSTROM, Theodore (1997). “A survey of theories of the family”, *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1A. Elsevier Scence, Amsterdam.
- BRYANT, W. K. (1990). “The economic organization of the household”, Cambridge University Press.
- BUCHELI, Marisa, *et al.* (2002). “Encuesta sobre situaciones familiares y desempeños sociales de las mujeres en Montevideo y el área metropolitana, 2001. Sistematización de resultados”, *Documento de Trabajo*, no. 16. Departamento de Economía, Facultad de Ciencia Sociales, Montevideo.
- CABELLA, Wanda (1999). “La evolución del divorcio en Uruguay (1959-1995)”, *Notas de Población*. CELADE, Santiago de Chile.
- FILGUEIRA, Carlos (1996). “Sobre revoluciones ocultas: la familia en el Uruguay”, *Revista de la CEPAL*. Naciones Unidas, Montevideo.
- JENKINS, Stephen (2004). “Survival analysis”, *Class Notes*, University of Essex, London.
- KATZMAN, Rubén (1997). “Integración y marginalidad en el Uruguay”, *Revista de la CEPAL*. Naciones Unidas, Santiago de Chile.
- (1999). “Activos y estructuras de oportunidades. Estudios sobre las raíces de la vulnerabilidad en Uruguay”, *CEPAL – PNUD*, Montevideo.
- LIU, Guiping (2002). “Divorce risks of Swedish women in first marriages: two cohorts born in 1950 and 1960”, *Working Paper*, no. 12. Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock.
- LILLARD, L. A., *et al.* (1995). “Premarital cohabitation and subsequent marital dissolution: a matter of self selection?”, *Demography*, 32(3).

- LUNDBERG, S. and POLLAK, R. (1993). “Separate spheres bargaining and the marriage market”, *American Economic Review*, 84.
- MANSER, M. and BROWN, M. (1980). “Marriage and household decision theory – a bargaining analysis”, *International Economic Review*, 21.
- PAREDES, Mariana (2003). “Los cambios en la familia en Uruguay: ¿hacia una segunda transición demográfica?”, *Nuevas Formas de Familia*. UDELAR – UNICEF, Montevideo.
- PERI, Andrés (2003). “Dimensiones ideológicas del cambio familiar”, *Nuevas Formas de Familia*. UDELAR – UNICEF, Montevideo.
- SVARER, Michael (2002). “Determinants of divorce in Denmark”, *Working Paper*, no. 19. Department of Economics, University of Aarhus.
- VURI, Daniela (2001). “Fertility and divorce”, *Working Paper*, no. 5. Department of Economics, European University Institute, Florence.
- WEISS, Yoram (1997). “The formation and dissolution of families: why marriage?, who marry whom? and what happens upon divorce?”, *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1A. Elsevier Scence, Amsterdam.
- ZEMAN, Krystof (2002). “Marital disruption in the Czech Republic: the role of personal characteristics, individuality and premarital cohabitation”, *Working Paper*, no. 47. Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock.

