

Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Documentos de Trabajo

**Un Estudio de los Determinantes del Divorcio de las
Mujeres de las Generaciones 1947-56 y 1957-66 en
Uruguay.**

**Marisa Bucheli
Andrés Vigna**

Documento No. 01/05
Setiembre, 2005

Un estudio de los determinantes del divorcio de las mujeres de las generaciones 1947-56 y 1957-66 en Uruguay

Marisa Bucheli¹

Andrés Vigna²

Resumen

A pesar de la existencia de una legislación temprana sobre el divorcio, en Uruguay la cantidad de divorcios ha aumentado significativamente a partir de la segunda mitad de la década del 80. 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 el riesgo de divorcio, lo cual sugiere que en las parejas uruguayas prevalece el efecto auto-selección sobre el efecto aprendizaje. Con respecto a las diferencias detectadas entre generaciones, las mismas atienden, básicamente, a la educación combinada de los esposos y a las diferencias de edades entre éstos.

Palabras claves: disolución matrimonial; divorcio

Key words: marital dissolution; divorce

JEL classification: J120

¹ Docente e investigadora del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República., Montevideo Uruguay.

² Docente e investigador del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República., Montevideo Uruguay.

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, suggesting that in Uruguayan couples the self-selection effect prevails over the learning effect. Regarding differences between generations, they relate mainly to the difference of age and education within the couple.

Introducción

A pesar de una temprana legislación al respecto, el fenómeno del divorcio ha comenzado a intensificarse en Uruguay recién a partir de mediados de la década del 80. 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), por ejemplo, sugieren que los niños en familias monoparentales sufren de una subinversión por parte de sus progenitores provocada no sólo por la ausencia de uno de ellos, sino también por la necesidad de aumentar las horas trabajadas por parte del 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 provocada por el divorcio. De esta forma, los niños cuyas familias se disuelven ven resentidas sus condiciones materiales de vida, ya sea en el corto o en el largo plazo, lo cual estaría afectando la renovación del capital social. Cabe aclarar, sin embargo, que no existe evidencia robusta sobre este aspecto.

Sin embargo, no existen antecedentes en el país que aborden las cuestiones referentes a las características personales y de la pareja que se asocian con un mayor riesgo³ de divorcio, tópico que sí ha sido tratado en la literatura para otros países, sobre todo los

³ 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.

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 1806 mujeres de Montevideo y el Área Metropolitana. El mismo se divide en cinco secciones. La primera aporta información sobre las tendencias recientes del divorcio en el Uruguay. La segunda presenta los resultados esperados de distintas características en base a lo que predice la teoría y la evidencia que se ha encontrado internacionalmente. La tercera sección describe la base de datos utilizada y el método que se aplicó. En la cuarta sección se presentan los principales resultados obtenidos. Finalmente, en la quinta sección se concluye.

I. Tendencias recientes del divorcio en Uruguay

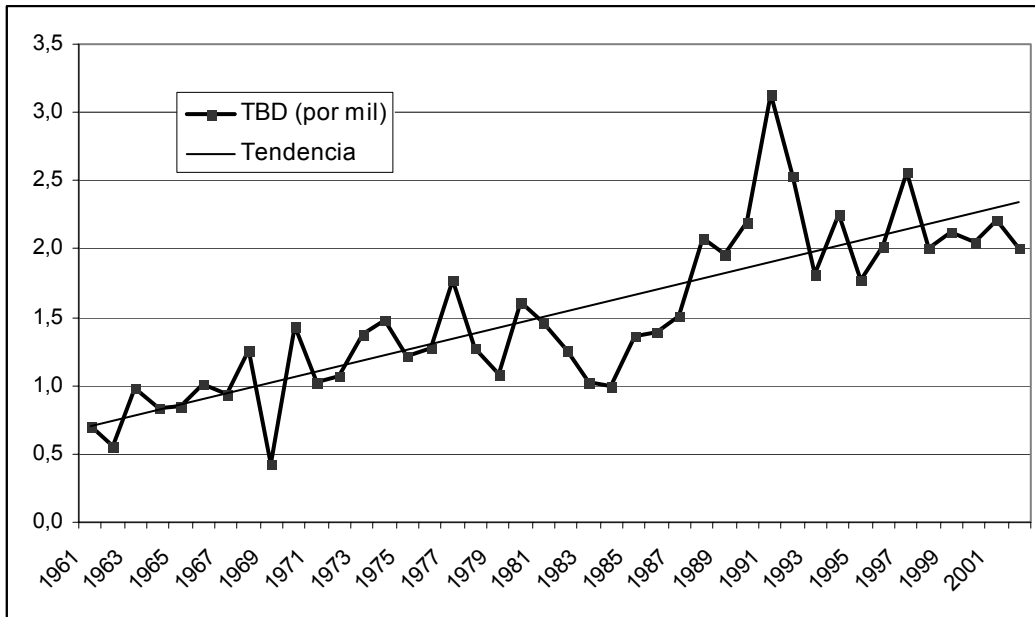
La legislación sobre divorcio aparece tempranamente en Uruguay en el año 1869. En ese momento se admite solamente el divorcio por seis causales. A principios del siglo XX se realizan modificaciones que agregan dos causales más e incorporan el divorcio por mutuo consentimiento (1907) y por la sola voluntad 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).

A pesar de 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 recién a partir de los años cincuenta del presente siglo para intensificarse en los años ochenta.

La cifra de sentencias de divorcio inscriptas 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 ve reflejado en el aumento de la tasa

de divorcialidad⁴, la que muestra una marcada tendencia ascendente, aunque con importantes oscilaciones (ver Gráfica 1).

Gráfica 1. Tasa bruta de divorcialidad. Años 1961 – 2002



Fuente: en base a datos de la Dirección General del Registro de Estado Civil (MEC).

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. El 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.

II. Aspectos teóricos y evidencia empírica

Desde el punto de vista económico el matrimonio es una sociedad formada con el propósito de una producción y consumo común. Pero cumple además con otras funciones importantes como por ejemplo: a) permite la división del trabajo para explotar ventajas comparativas y obtener retornos crecientes (economías de escala en la producción y el

⁴ La tasa bruta de divorcialidad relaciona la cantidad de divorcios ocurridos en un año con el total de la población de ese mismo año; el resultado, generalmente, se multiplica por mil.

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, d) el matrimonio juega un rol de seguro al tomar conjuntamente el riesgo de ambos esposos permitiendo que, por ejemplo, un esposo puede mantener a la familia cuando el otro es incapaz de trabajar o se encuentra 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, 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 la óptica de la economía es relativamente reciente: se dio con el artículo de Becker et al. (1977) sobre la inestabilidad matrimonial. Con la aparición de este trabajo, el tópico ha continuado desarrollándose tanto del punto de vista teórico como empírico. 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 esperada⁵ que le reporta la unión es superior a la que obtendría 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. La primera, propuesta por Becker, concibe a los hogares como entidades en las cuales se produce y consume domésticamente un único bien agregado

5 La ganancia esperada del matrimonio se define en un sentido amplio y no involucra solamente aspectos de naturaleza económica: el apoyo emocional y el compañerismo también se incluyen en la utilidad proveniente de la unión.

que reporta utilidad a sus miembros. Esta vertiente en que las decisiones familiares son derivadas de una “función de utilidad familiar” se denominan **modelos unitarios**. Becker sostiene que si el miembro 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. A través de la combinación de bienes y servicios adquiridos en el mercado con la fuerza de trabajo doméstica (tiempo asignado a las labores familiares), los esposos “producen” bienes domésticos (por ejemplo, alimentación, salud, recreo, servicios infantiles, etc.) que les reportan utilidad directamente.

Para que se produzcan este conjunto de bienes maximizador del bienestar, los recursos productivos deben asignarse de acuerdo al principio de las ventajas comparativas: cada miembro del hogar se especializa en las actividades en que es relativamente más productivo. Este modelo de especialización estaba pensado para una época en que las mujeres no participaban masivamente de la fuerza de trabajo, situación que ha cambiado en las últimas décadas y que determina su obsolescencia. Otra crítica que recibe el autor tiene que ver con la forma en que se toman 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**, la segunda aproximación posible a la temática, cuyo rasgo característico consiste en capturar las características de la coordinación en las decisiones familiares y permitir que los miembros de la familia tengan distintas funciones de utilidad. Dentro de este marco, 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. Lo que determina la distribución de utilidad entre los miembros del matrimonio no proviene 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 un punto de amenaza. En su opinión, un “matrimonio no cooperativo” en el cual los esposos deciden la división del trabajo de acuerdo con los roles 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.

Amparados por estas consideraciones teóricas, a nivel internacional se han realizado estudios que intentan especificar, según la evidencia empírica, la incidencia que presentan determinadas variables sobre el riesgo de divorcio de las parejas. A continuación se presenta un breve resumen de las variables que más han captado la atención de los investigadores y el signo de su impacto.

La **fecundidad**, es decir, la cantidad de hijos que tiene una pareja es una de las principales variables que afectan el riesgo de divorcio. La literatura acerca del efecto de los hijos sobre la ruptura matrimonial se divide en dos categorías según la aproximación metodológica adoptada: los estudios que consideran la fecundidad como una variable exógena y aquellos que la modelizan de manera endógena. Esta última alternativa considera una doble relación causal que se determina de forma simultánea: si bien es cierto que la presencia de hijos puede afectar el riesgo de divorciarse, no lo es menos que el grado de compromiso que las parejas demuestran hacia el matrimonio incide en la probabilidad de tener hijos.

Dentro del primer grupo generalmente se encuentra evidencia en el sentido que el primogénito en sus primeros años de vida y, sobre todo, durante el período correspondiente a su embarazo, estabiliza el matrimonio al aumentar el grado de satisfacción de la pareja (Zeman, 2002). En el otro extremo, se detecta un alto riesgo de divorcio para las parejas sin hijos. Sin embargo, parece ser que con la llegada del segundo y más hijos cambia el signo de la ecuación provocando una caída en los beneficios del matrimonio y aumentando la probabilidad de divorcio. Asimismo, Liu (2002) encuentra que si la llegada del segundo hijo no ocurre luego de un tiempo considerable, la probabilidad de ruptura aumenta significativamente ya que podría estar indicando alguna

clase de problema marital o un menor compromiso con la vida familiar. No es de extrañar que este estudio refiera a las mujeres suecas, sociedad donde el modelo de dos hijos es ampliamente predominante.

Como la fecundidad no se toma como una variable endógena en la ecuación del divorcio, los estudios antes mencionados proveen una estimación sesgada del efecto de aquella sobre éste. Debido a este problema, el segundo grupo de estudios discute explícitamente el problema de la endogeneidad de la fecundidad: no sólo la presencia de hijos afecta la estabilidad marital, sino que también la estabilidad potencial del casamiento puede afectar la fecundidad desde el momento en que los hijos se consideran como el más importante compromiso hacia el matrimonio, por lo que las parejas con relativamente alta probabilidad de divorcio tienden a retrasar este compromiso. 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 ex ante de divorciarse son menos propensas a concebir 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 significativo 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 auto-selección: las parejas que cohabitan tienen una probabilidad latente de divorcio mayor que aquellas que deciden casarse directamente; esta propensión podría atribuirse a circunstancias socioeconómicas y/o a diferentes actitudes hacia el matrimonio como institución.

Otros estudios (Svarer, 2002) que intentan controlar por esta endogeneidad⁶ corrigiendo la muestra por los posibles efectos de auto-selección, encuentran que la cohabitación prematrimonial disminuye fuertemente el riesgo de divorcio. Además, cuanto mayor la duración de la cohabitación, menor es el riesgo de disolución de la pareja. Este resultado,

⁶ En el caso de la cohabitación puede encontrarse nuevamente el problema de la endogeneidad antes detectado con la fecundidad; en este caso la misma se deriva del hecho que, si bien quienes cohabitan pueden tener un mayor rechazo potencial hacia el matrimonio como institución, quienes sientan este rechazo probablemente nunca lleguen a casarse.

opuesto a los hallazgos de casi todos los estudios realizados anteriormente en este sentido, se obtiene a partir de una muestra de matrimonios daneses⁷ y puede encontrar su explicación en la prevalencia de un efecto aprendizaje sobre el de auto-selección, que posibilita la acumulación de información sobre la pareja, propiciando que sólo aquellas que demuestren ser “compatibles” evolucionen hacia el matrimonio.

Con respecto a la **educación**, pueden plantearse dos formas alternativas de aproximación a la forma en que ésta influencia el riesgo de divorcio de las parejas. En primer lugar, puede considerarse la diferencia en el nivel educativo alcanzado por ambos esposos (“brecha educativa”). En un modelo de especialización, como los que plantea Becker, cuando la mujer tiene un alto nivel educativo (y por lo tanto mejores perspectivas económicas), el grado de especialización en la pareja (y la ganancia del matrimonio) será 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 lo tanto, estaría funcionando como estabilizador del matrimonio. En este contexto, algunos trabajos utilizan la diferencia de niveles educativos como variable explicativa de la probabilidad de divorcio. Tal es el caso de Svarer (2002), que en su análisis sobre los determinantes del divorcio en Dinamarca halla una probabilidad de ruptura mayor para las parejas cuyos miembros tienen un logro educativo similar, lo que parece indicar que la especialización juega un rol en el matrimonio.

Una segunda forma de estudiar cómo la educación influye sobre el riesgo de divorcio de las parejas consiste en analizar solamente los niveles educativos alcanzados por los esposos y no la diferencia entre estos niveles. En este caso, diversos estudios evidencian una correlación negativa entre el riesgo de divorcio y el nivel educativo de los esposos individualmente considerado: cuanto mayor éste, menor aquel.

En lo que concierne al nivel de **ingresos**, sucede algo similar a lo ya relevado para la educación. Cuando se tiene en cuenta el ingreso total del hogar sin considerar los aportes relativos de cada miembro de la pareja, es de esperar que un mayor nivel de ingresos totales le aporte mayor estabilidad a la relación. Sin embargo, si se considera el ingreso

⁷ Dinamarca es el país donde más matrimonios son precedidos por algún período de cohabitación: 79% frente a 15% en Australia, 46% en Gran Bretaña, 22% en Estados Unidos y 65% en Suecia, según datos propiciados por el autor.

de cada esposo por separado, podría suceder que exista un impacto positivo sobre el riesgo de divorcio. Al respecto, recientemente ha adquirido relevancia la teoría de la “inversión defensiva” (Weiss, 1997) que sostiene que un mayor ingreso de la esposa se condice con un aumento del riesgo de divorcio. Esta teoría descansa sobre el entendido que la mujer aumenta su oferta de trabajo en el período 1 si espera divorciarse en el 2.

Diversos estudios evidencian la existencia de una **transmisión intergeneracional del divorcio**; ello implica que, en general, los hijos de padres divorciados enfrentan una probabilidad mayor de ruptura de sus propias relaciones. Lo mismo se aplica para quienes son hijos únicos.

Con 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”. Asimismo, se encuentra que si el motivo que lleva a la unión es el embarazo (lo que en inglés se conoce como “shotgun marriage”), se aumentan las probabilidades de una futura ruptura.

Otra variable que reviste interés en el estudio de los factores que se asocian con una mayor probabilidad de divorcio es la **diferencia de edades entre los esposos**. A este respecto la evidencia indica que una diferencia amplia aumenta el riesgo, aunque parecería operar en un solo sentido: cuando la mujer es mayor que el hombre en por lo menos cuatro años.

Cuando alguno de los integrantes de la pareja ha pasado por algún **episodio previo de divorcio** la evidencia parece ser firme en el sentido que ello aumenta la probabilidad de que la ruptura vuelva a ocurrir. A su vez, las mujeres con hijos premaritales tienden a tener matrimonios más frágiles.

Respecto al **nivel de religiosidad** de las personas, la teoría espera encontrar una relación positiva entre éste y la estabilidad matrimonial, sobre todo para aquellas que se declaran católicas. La evidencia empírica obtenida se ha encargado de sustentar esta afirmación.

Finalmente, se ha encontrado que, de acuerdo al **lugar de residencia**, quienes viven en ciudades populosas son más propensos a experimentar el divorcio que aquellos insertos en el medio rural o en ciudades pequeñas.

Cuadro 1. Efecto esperado de variables seleccionadas sobre el riesgo de divorcio

Variable	Efecto esperado
Cantidad de hijos de la pareja	(-)
Existencia de cohabitación prematrimonial	(?)
Nivel educativo	(-)
Nivel de ingresos	(-)
Padres divorciados	(+)
Hijos únicos	(+)
Edad en que se contrae matrimonio	(-)
Existencia de hijos de uniones previas	(+)
Diferencia de edad entre esposos	(+)
Episodio previo de divorcio	(+)
Grado de religiosidad	(-)
Residencia en grandes ciudades	(+)

El Cuadro 1 resume el signo esperado que algunas variables tienen sobre el riesgo de divorcio. Un signo de (+) indica un efecto positivo sobre el riesgo de divorcio de la variable en cuestión; lo contrario se indica con un signo de (-); finalmente, cuando el efecto es indeterminado se representa con un signo de interrogación (?).

III. Datos y Método

El estudio de los determinantes del divorcio se realiza a través del **análisis de supervivencia**, herramienta que es también conocido como modelos de duración (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 un evento (divorcio o separación) 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, ya sean individuales o de la pareja, que aportan información sobre dicha ocurrencia, 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.

Aspectos teóricos del análisis de supervivencia

Se denomina análisis de supervivencia al conjunto de técnicas que permiten estudiar la variable “tiempo hasta que ocurre un evento” (o duración de un evento) y su dependencia de posibles variables explicativas. La característica distintiva de este análisis refiere a que, junto con observaciones de la variable (“fallo”⁸), aparecen también observaciones incompletas o censuradas (“pérdidas”) que se incorporan al análisis. Si bien para ellas no se conoce el valor de la variable, sí se tiene alguna información útil sobre la misma: se sabe que es mayor al tiempo en el que se produjo la pérdida.

Sea T la variable de interés que mide la duración de un fenómeno. T puede tratarse como una variable aleatoria continua, por lo que tiene asociadas una función de densidad $f(t)$ y una función de distribución acumulada $F(t)$, esto es, la $P(T \leq t)$. Lo que interesa analizar es la probabilidad de que la duración sea por lo menos hasta t , lo que es dado por la **función de supervivencia**, $S(t)$:

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

Las funciones de supervivencia $S(t)$ calculan, entonces, la probabilidad de sobrevivir en cada momento del tiempo t , y lo hacen a partir de una cadena de probabilidades condicionales al hecho de que la pareja no falló hasta el momento t . Como se mencionó anteriormente, su estimación debe tener en cuenta que puede haber duraciones completas (donde el “fallo” efectivamente ha ocurrido: ha sobrevenido un divorcio o una separación) e incompletas (casos de “censura” donde la duración es por lo menos la observada hasta ese momento: parejas que continúan casadas).

⁸ Con el término “fallo” se indica que el evento analizado (en este caso, la separación o divorcio) ha ocurrido efectivamente al momento de la observación.

El estimador de la supervivencia utilizado en este trabajo es el **estimador de Kaplan Meier**, que se obtiene a partir de un método estrictamente empírico (no paramétrico⁹) de la estimación de $S(t)$. Consideremos una muestra de n parejas de las que se conoce su tiempo de fallo o el instante de censura. Supondremos que se han observado s ($s \leq n$) tiempos de fallo distintos que denotamos, una vez ordenados, $t_{(1)}, t_{(2)}, \dots, t_{(s)}$. Es posible que en la muestra se produzcan empates, es decir, observaciones cuyo tiempo de fallo es el mismo y por eso se define d_i , ($d_i \geq 1$), como el número de fallos que se producen en el instante $t_{(i)}$. Las restantes observaciones, $n - \sum d_i$, son los tiempos de seguimiento de las parejas cuyo fallo no ha sido observado. El estimador Kaplan Meier de $S(t)$ se define como:

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

donde n_i es el número de parejas en riesgo en el instante $t_{(i)}$. Si existe alguna observación censurada cuyo valor coincide con un tiempo de fallo, se hace la hipótesis de que ésta ocurre inmediatamente después del tiempo de fallo y, en consecuencia, las parejas censuradas en ese instante se contabilizan como parejas en riesgo. 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.

Además de estimar una función de supervivencia del matrimonio, en este trabajo se analiza la probabilidad de que, transcurrido un cierto período, ocurra una ruptura. Ello implica estimar una **función de riesgo**. Ésta capta la probabilidad de que la duración del evento termine en el próximo intervalo de tiempo, dado que la misma llega por lo menos hasta t . La función de riesgo, $h(t)$ ¹⁰, es el resultado de esa probabilidad para intervalos de tiempo infinitesimales:

⁹ Para trabajar con la $S(t)$ existen dos alternativas: la paramétrica por la que se impone una forma funcional (exponencial, Weibull, lognormal, etc) a la función de supervivencia, y la no paramétrica que no impone ningún tipo de restricción sobre la misma, y es la que se utiliza en este trabajo.

¹⁰ Las cuatro funciones ($S(t)$, $F(t)$, $f(t)$ y $h(t)$) están relacionadas por lo que si se conoce una cualquiera de ellas, se pueden obtener las demás.

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

La función de riesgo muestra, entonces, la tasa a la cual la duración es completada después de t, dado que la ocurrencia del evento se prolongó por lo menos hasta t.

A los efectos de identificar la influencia de ciertas variables de interés sobre el riesgo de divorcio se trabaja con el modelo de riesgo proporcional o **modelo de Cox**, que relaciona en el período t la función de riesgo basal (condición de base en que todas las variables $x=0$) y la función de riesgo en ciertas condiciones x de las variables explicativas, de la siguiente manera:

$$h(t,x) = h(t,x_0) * e^{(\beta x)}$$

$h(t,x)$ se obtiene, entonces, del producto de dos funciones: la de riesgo basal ($h(t,x_0)$), que muestra cómo cambia h en función del tiempo de supervivencia; y $e^{(\beta x)}$ que muestra cómo cambia h en función del valor que toman los regresores. Para simplificar su interpretación, puede plantearse el modelo en términos equivalentes:

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

donde $h(t,x) / h(t,x_0)$ es la tasa de riesgo proporcional, que implica que $h(t,x)$ y $h(t,x_0)$ son paralelas. El supuesto principal de este modelo es, precisamente, que la tasa de riesgo es proporcional en el tiempo; ello significa que, por ejemplo, si la probabilidad de divorcio es tres veces mayor para las parejas que no tienen hijos, esta relación es la misma en el primer año de casados que en cualquier otro.

Las **regresiones de Cox** estiman esta tasa de una manera estrictamente empírica (no paramétrica). A partir de esto se obtienen las estimaciones máxima verosimilitud de los parámetros β y de su matriz de varianzas y covarianzas. Los coeficientes beta exponentiados ($e^{(\beta)}$) se interpretan como la tasa o razón de riesgo (“hazard ratio”) para una unidad de cambio en x, ya que es lo que está multiplicando la tasa de riesgo en las condiciones base para llegar a la tasa de riesgo en las condiciones x. De esta forma, si $e^{(\beta x)} > 1$ existe una influencia positiva del regresor sobre el riesgo de divorcio y, por lo

tanto, una aceleración del tiempo de fallo; mientras, si $e^{(\beta x)} < 1$ existe una influencia negativa o desaceleración del tiempo de fallo.

La base de datos y la construcción de las variables explicativas

Los datos utilizados provienen de la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF) relevada por UdelaR-Unicef en el año 2001, la cual 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 sobre la historia conyugal. Cuando la mujer declara haber convivido con una pareja al menos seis meses, releva el año de comienzo de la unión y si la pareja se casó legalmente; en caso de casamiento, pregunta el año en que ocurrió y si posteriormente la pareja se separa, el año en que terminó la convivencia.

Utilizando esta información, en el presente trabajo se analiza en particular 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). De las 1806 mujeres que componen la muestra, 1364 se casaron al menos una vez. En 13 casos, no se cuenta con información sobre la fecha de inicio o ruptura, por lo que el análisis de la duración del primer matrimonio se puede realizar para 1351 mujeres.

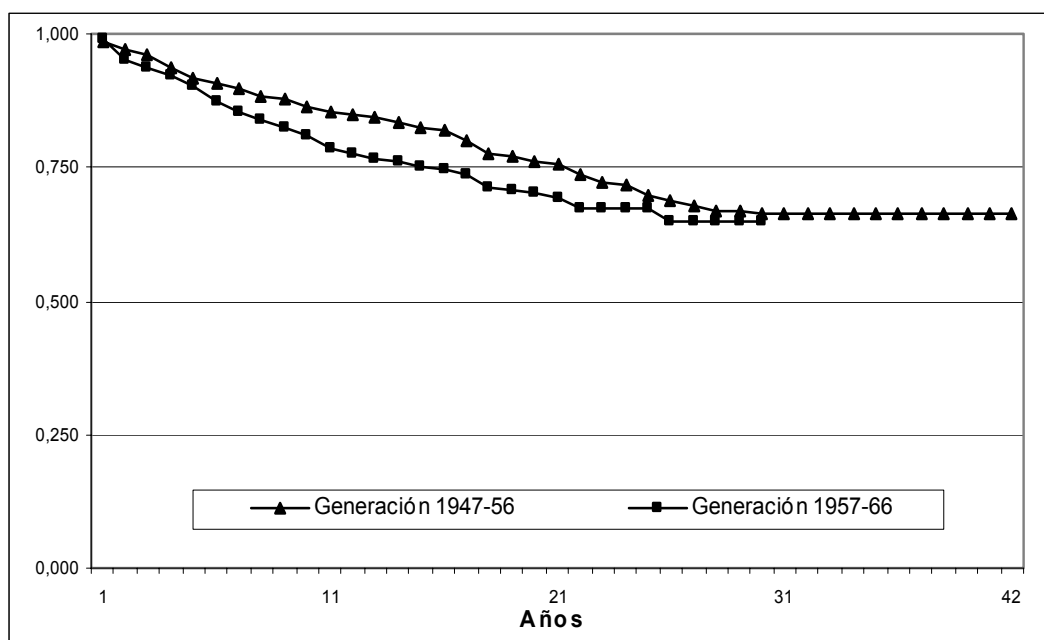
Como la encuesta data de 2001, las mujeres más jóvenes tuvieron un período de observación menor que implica un menor tiempo para “fallar”. Ello lleva a que el número de casos de censura con relación al total sea mayor. Para tener en cuenta este hecho se trunca artificialmente la muestra eliminando a las mujeres menores de 35 años¹¹. De esta forma, se trabaja finalmente con 1026 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.

¹¹ A partir de los 35 años, la tasa de mujeres casadas en relación al total de mujeres de esa edad, la cual crece ininterrumpidamente para edades más jóvenes, se mantiene relativamente constante en alrededor del 85%.

El análisis de duración del matrimonio se realiza para dos generaciones de mujeres por separado con el propósito de detectar la posibilidad de que una misma variable presente signos opuestos sobre el riesgo de divorcio según la generación. De esta manera, se particiona la muestra en dos, trabajando por un lado con aquellas mujeres nacidas entre 1947 y 1956 (485 casos), y por otro con las nacidas entre 1957 y 1966 (541 casos).

Cuando se trabaja con la estimación de más de una función de supervivencia obtenidas a partir de una misma muestra resulta pertinente la realización de alguna prueba que determine si se trata de curvas estadísticamente diferentes. A este propósito contribuyen los tests Log rank y Wilcoxon que calculan la diferencia entre el número de divorcios acaecidos en la generación 1947-56 y el número esperado bajo la hipótesis de que la supervivencia de las dos generaciones coincida. Como, para este caso en particular, ambos tests dan significativos, denotando que las estimaciones Kaplan Meier de las funciones de supervivencia del matrimonio para las dos generaciones son estadísticamente diferentes, puede afirmarse que, efectivamente, los matrimonios de las mujeres de la generación más vieja son más duraderos que los de la más joven. En particular, y tal como puede observarse en la Gráfica 2, se encuentra que luego de los 10 años de iniciado el matrimonio el 89% de los que corresponden a la generación 1947-56 se mantiene vigente, mientras que para la generación 1957-66, los matrimonios que subsisten luego de ese período son el 82%.

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



La ESF permite además tener información sobre variables que teóricamente ayudan a explicar la duración del matrimonio como por ejemplo: la educación de la mujer y la del hombre, si la pareja convivió antes del casamiento, el número de hijos de la pareja, la edad de la mujer y del hombre cuando se casaron, si la mujer es religiosa al momento de la encuesta, el nivel económico del hogar. Concretamente, 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:

- Referentes al nivel educativo más alto alcanzado por la mujer encuestada: **primaria** corresponde al nivel educativo más bajo (sin instrucción, preescolar y primaria), **media** al intermedio (secundaria primer y segundo ciclo y UTU) y **terciario** al más alto (magisterio o profesorado y universidad); son variables dicotómicas.
- Referentes a la educación combinada de los dos esposos: **elmas** vale 1 cuando el nivel educativo del esposo es mayor al alcanzado por la esposa y **ellamas** vale 1 cuando sucede lo contrario (se declara un nivel educativo superior de la esposa en relación al del esposo).

- Referente a la edad en que se casó la mujer: **edadcasa** corresponde a la edad (en años) que tenía la mujer al momento del casamiento.
- Referentes a la edad combinada de los dos esposos: **ellamayor1**, **elmayor1**. Para la construcción de estas variables dicotómicas se considera la distribución de las diferencias de edades entre los esposos (edad del esposo menos edad de esposa), tomando como base la media y la desviación estándar de esta diferencia. En particular, **ellamayor1** vale 1 cuando la diferencia de edades (en años) es menor que $-1,66^{12}$ y **elmayor1** vale 1 cuando esta diferencia es mayor a $8,82^{13}$.
- Referente al nivel de religiosidad de la mujer: **rel** vale 1 ante una respuesta afirmativa a la pregunta “¿Tiene Ud. alguna religión?”, y 0 en otro caso.
- Referentes a la fecundidad: **hijo0**, **hijo1**, **hijo2** hacen referencia a la cantidad de hijos que tienen las parejas. Son variables dicotómicas.
- Referente a la existencia de un período de cohabitación previo al matrimonio: **antesul** (antes unión libre) vale 1 cuando ello sucede.
- Referente a la actividad de las mujeres: **nuncatrab** vale 1 para aquellas mujeres que nunca participaron del mercado de trabajo.
- Referente al nivel económico del hogar: se recoge la situación de privación a través de un índice que considera la existencia o no de distintos bienes en el hogar (TV color, calefón, lavarropa, video, microondas, freezer, lavavajilla, computador, internet, celular, auto)¹⁴; de esta manera, **privación** varía entre 0 y

¹² El $-1,66$ se obtiene de restar a $3,58$ (media de la diferencia), $5,24$ (desviación estándar de la diferencia).

¹³ El $8,82$ se obtiene de sumar a $3,58$ (media de la diferencia), $5,24$ (desviación estándar de la diferencia).

¹⁴ 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:

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

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

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

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.

El Cuadro 2 muestra los principales estadísticos descriptivos (media y desviación estándar) de las variables dependientes para el total de la muestra.

Cuadro 2. Valor medio y desvío estándar de las variables (N = 1026)

Variable	Media	Desviación estándar
media	0,50	0,50
terciario	0,29	0,45
elmas	0,15	0,35
ellamas	0,25	0,43
edadcasa	22,8	5,52
rel	0,61	0,49
hijo0	0,06	0,24
hijo1	0,21	0,41
hijo2	0,39	0,49
antesul	0,18	0,38
nuncatrab	0,04	0,20
difedad	3,58	5,24
ellamayor1	0,01	0,29
elmayor1	0,12	0,33
privacion	0,32	0,23

Resulta interesante analizar el valor de los estadísticos de estas variables comparando por generación. Esto es lo que muestra el Cuadro 3.

Cuadro 3. Valor medio y desvío estándar de las variables, por generación

Variable	Generación 1947-56 (N = 485)		Generación 1957-66 (N = 541)	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
media	0,49	0,50	0,51	0,50
terciario	0,27	0,45	0,30	0,46
elmas	0,16	0,36	0,14	0,34
ellamas	0,26	0,44	0,24	0,43
edadcasa	23,3	5,90	22,4	5,11
rel	0,67	0,47	0,55	0,50
hijo0	0,07	0,25	0,06	0,23
hijo1	0,20	0,40	0,23	0,42
hijo2	0,39	0,49	0,40	0,49
antesul	0,13	0,33	0,23	0,42
nuncatrab	0,06	0,23	0,03	0,16
difedad	3,68	5,64	3,49	4,86
ellamayor1	0,12	0,33	0,07	0,26
elmayor1	0,15	0,36	0,10	0,30
privacion	0,31	0,23	0,32	0,24

De esta comparación surge que las mujeres de la generación más joven (Generación 1957-66) tienen en promedio un mayor nivel educativo y son menos religiosas. Asimismo, es más probable que tengan un período de cohabitación previo al matrimonio y que se casen más jóvenes.

IV. Resultados y discusión

El Cuadro 4 resume 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. Tal como se mencionó en la sección III, en el caso de las variables dicotómicas, la razón de riesgo indica el cociente entre el riesgo estimado para el valor 1 de la variable y el riesgo para el valor 0; por lo tanto, razones de riesgo superiores a la unidad indican un efecto de signo positivo sobre la probabilidad de divorcio. En el caso de las variables continuas, la razón de riesgo refiere a un incremento en una unidad de la variable independiente.

Cuadro 4. Resultados de la estimación de Cox. Valores de la razón de riesgo.

	Generación 1957 - 66	Generación 1947 - 56
media	1.674 (1.78)***	1.373 (1.19)
terciario	1.506 (1.04)	2.275 (2.44)*
elmas	1.155 (0.51)	0.642 (1.49)
ellamas	1.542 (2.08)*	1.093 (0.42)
edadcasa	0.903 (4.31)**	0.900 (4.97)**
ellamayor1	1.626 (1.54)	1.444 (1.34)
elmayor1	1.326 (1.08)	0.475 (2.66)**
rel	0.737 (1.81)***	0.711 (1.90)***
hijo0	10.688 (7.22)**	7.922 (6.06)**
hijo1	4.713 (6.12)**	3.527 (5.48)**
hijo2	1.956 (2.78)**	1.274 (1.12)
antesul	1.261 (1.01)	1.630 (1.86)***
nuncatrab	0.927 (0.13)	0.463 (1.49)
privacion	4.409 (3.47)**	4.172 (3.37)**
Observaciones	536	478

Notas: * significativo al 5%; ** significativo al 1% *** significativo al 10%

Los resultados obtenidos sugieren que los hijos funcionan como estabilizador del matrimonio. Como puede apreciarse en el Cuadro 4, para los dos grupos considerados el riesgo de que sobrevenga un divorcio en la pareja disminuye con la cantidad de hijos. Así, para la generación 1947-56 el riesgo de divorcio de las parejas sin hijos es 8 veces superior al de las parejas con más de dos hijos; esa proporción es casi 12 para la generación 1957-66. Para las variables que recogen tener exactamente un hijo y dos

hijos, las estimaciones también arrojan razones de riesgo superiores a la unidad, aunque para la generación 1947-56 los tests de significación indican que no habría diferencias entre tener dos hijos o más de dos.

Con respecto a la existencia de un período de cohabitación previa al casamiento, los valores puntuales de las razones de riesgos son superiores a la unidad, aunque los grados de significación son bajos. Estos valores sugieren que el efecto de auto-selección prevalecería sobre el efecto aprendizaje. O sea, las personas que no “entran” directamente al matrimonio tendrían, por razones ideológicas o socioeconómicas, una probabilidad latente de divorcio mayor que aquellas que deciden casarse directamente.

A su vez, las personas que se declaran religiosas presentan menores riesgos de divorcio que las no religiosas. Obsérvese que la religión está medida al momento de la encuesta por lo que es difícil extraer relaciones causales de este resultado.

Con relación a la edad al casamiento, la evidencia está en línea con los resultados a los que se ha arribado en otros países: para las dos generaciones de mujeres, cuanto más jóvenes éstas se casan, más probable resulta que, posteriormente, sobrevenga un divorcio o una separación.

Mientras, la diferencia de edades en la pareja no tiene el mismo impacto para las dos generaciones en estudios. Para la generación 1947-56, tomando como valor basal una pareja en que las edades del hombre y 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 que el riesgo de divorcio se ve aumentado.

Los resultados obtenidos para la educación sugieren que 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 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 se podría interpretar que el riesgo de divorcio es mayor para quienes alcanzan niveles educativos relativamente superiores.

A su vez, la generación más joven penaliza más la diferencia educativa existente entre los esposos, sobre todo cuando ésta se da a favor de la mujer. En efecto, cuando en una pareja perteneciente a la generación más joven la mujer alcanzó un nivel educativo superior al del hombre, el riesgo de divorcio es 54% mayor que cuando esto no sucede. Para la generación más vieja el riesgo en este caso no es significativo. En definitiva, se encuentra que el hecho de que la mujer haya acumulado un mayor capital humano que su pareja aumenta significativamente el riesgo de que el matrimonio termine en divorcio o separación, sobre todo para la generación más joven.

Finalmente, los resultados obtenidos para el índice de privación que refleja el nivel económico del hogar a través de la posesión de un conjunto de bienes, sugieren que cuanto mayor la privación respecto a los bienes seleccionados, mayor el riesgo de divorcio de las parejas pertenecientes a esos hogares. Así, para las dos generaciones, el riesgo de divorcio en los hogares que poseen una privación total es más de 4 veces superior al que enfrentan las parejas en hogares donde tal privación no se verifica. Si consideramos al índice de privación como una aproximación al nivel de ingresos de los hogares, este resultado se condice con lo que, en general, aporta la evidencia empírica: un mayor nivel de ingresos totales en el hogar aporta estabilidad a las relaciones entre sus miembros.

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 a partir de la segunda mitad de la década del 80. 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 1947-56 y las nacidas entre 1957-99.

En primer lugar, se encuentra que la supervivencia de los matrimonios de las dos generaciones, obtenida a través del método de Kaplan Meier, es estadísticamente distinta; en efecto, los matrimonios correspondientes a las mujeres de la generación 1947-56 tienen una duración promedio mayor que los de las mujeres de la generación 1957-66.

En una segunda etapa se estima un 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 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, aumentado el riesgo de divorcio, lo cual sugiere que en las parejas uruguayas prevalece el efecto auto-selección sobre el efecto aprendizaje.

Con respecto al nivel de bienestar económico, aproximado a través de un índice de privación, los resultados son claros en el sentido que, a medida que disminuye la privación, también disminuye la probabilidad de divorciarse. Ello estaría en línea con la relación empírica encontrada para la mayoría de los países que sugiere que un mayor nivel de ingresos totales en el hogar aporta estabilidad a las relaciones entre sus miembros.

Otra confirmación de la evidencia internacional tiene que ver con la edad la que se contrae el matrimonio. Sobre este particular se encuentra que cuánto más temprano sobreviene el casamiento, mayores son las probabilidades de que ocurra un divorcio o una separación, probabilidad que resulta acentuada si el matrimonio se da en el período de la adolescencia.

Los resultados obtenidos para la educación sugieren que el riesgo de divorcio crece con la educación de la mujer aunque los coeficientes no siempre son significativos.

Finalmente, con respecto a las diferencias detectadas entre generaciones, las mismas atienden, básicamente, a la educación combinada de los esposos y a las diferencias de

edades entre éstos. En el caso de la educación combinada, se encuentra que la generación más joven penaliza más la diferencia educativa existente entre los esposos, sobre todo cuando ésta se da a favor de la mujer. Para el caso de las diferencias de edades entre los esposos, tomando como valor basal una pareja en que las edades del hombre y la mujer son similares, el riesgo de divorcio en la generación más vieja se reduce a la mitad cuando el hombre es mayor, mientras que para la generación más joven esta diferencia de edad no es significativa. Cuando la mujer es mayor que su marido, en cambio, los resultados, aunque no significativos, son similares para las dos generaciones, en el sentido que el riesgo de divorcio se ve aumentado.

Referencias bibliográficas

Becker, Gary et al. (1977), "An Economic Analysis of Marital Instability" en 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" en Handbook of Population and Family Economics, Vol. 1A., Elsevier Science, 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 N°16, Departamento de Economía, Facultad de Ciencia Sociales, Montevideo.

Cabella, Wanda (1999), "La evolución del divorcio en Uruguay (1959-1995)" en Notas de población, CELADE, Santiago de Chile.

Filgueira, Carlos (1996), "Sobre revoluciones ocultas: la familia en el Uruguay", CEPAL, Naciones Unidas, Montevideo.

Jenkins, Stephen (2004), "Survival analysis", Class notes, University of Essex, London.

Katzman, Ruben (1997), "Integración y marginalidad en el Uruguay" en Revista de la CEPAL, Naciones Unidas, Santiago de Chile.

Katzman, Ruben (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 N° 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?" en Demography 32/3.
- Lundberg, S. y Pollak, R. (1993), "Separate spheres bargaining and the marriage market" en American Economic Review 84.
- Manser, M. y Brown, M. (1980), "Marriage and household decision theory – a bargaining analysis" en International Economic Review 21.
- Paredes, Mariana (2003), "Los cambios en la familia en Uruguay: ¿hacia una segunda transición demográfica?" en Nuevas formas de familia, UDELAR – UNICEF, Montevideo.
- Peri, Andrés (2003), "Dimensiones ideológicas del cambio familiar" en Nuevas formas de familia, UDELAR – UNICEF, Montevideo.
- Svarer, Michael (2002), "Determinants of divorce in Denmark", Working paper N° 19, Department of Economics, University of Aarhus .
- Vuri, Daniela (2001), "Fertility and Divorce", Working paper N° 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?" en Handbook of Population and Family Economics, Vol. 1A, Elsevier Science, Amsterdam.
- Zeman, Krystof (2002), "Marital disruption in the Czech Republic: the role of personal characteristics, individuality and premarital cohabitation", Working paper N° 47, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock.