

**HIJOS EN HOGARES MONOPARENTALES:
EFECTOS INTERGENERACIONALES SOBRE
LA SEPARACIÓN EN MÉXICO**

**CHILDREN IN SINGLE PARENT HOMES:
INTERGENERATIONAL EFFECTS ON
SEPARATION IN MEXICO**

Héctor Javier García Troncoso

Universidad Autónoma de Nuevo León
<https://orcid.org/0009-0009-5325-0293>
hectortroncoso96@gmail.com

Ernesto Aguayo Téllez

Universidad Autónoma de Nuevo León
<https://orcid.org/0000-0002-1961-7663>
ernestoaguayo@gmail.com

Resumen:

Utilizando información de la Encuesta Demográfica Retrospectiva del INEGI, este trabajo investiga si los hijos que crecieron en hogares no biparentales tienen una mayor probabilidad de experimentar, de adultos, un divorcio o separación. Se encuentra que, independientemente de estar casados o unidos, el riesgo de separación es mayor para quienes crecieron en un hogar monoparental y para las generaciones más jóvenes. También la duración de la ausencia de los padres y el número de cambios en el tipo de hogar son factores de riesgo. Estos resultados sugieren que, dado su carácter intergeneracional, acciones tomadas hoy para reducir la disintegración familiar tendrán también efectos en las próximas generaciones.

Abstract:

Using information from the INEGI's Retrospective Demographic Survey, this paper investigates whether children who grew up in single-parent homes have a greater probability of experiencing, as adults, a divorce or separation. It is found that, regardless of being married or in a union, the risk of separation is greater for those who grew up in a single-parent home and for the younger generations. The duration of a parent's absence and the number of changes in household type are also risk factors. Results suggest that, given its intergenerational nature, actions taken today to reduce family disintegration will also have effects on future generations.

Clasificación JEL/JEL Classification: J12, I131, J19.

Palabras clave/keywords: matrimonio, separación, hogares monoparentales, efectos intergeneracionales, Encuesta Demográfica Retrospectiva.

Fecha de recepción: 1 VII 2024 Fecha de aceptación: 10 XII 2024

<https://doi.org/10.24201/ee.v40i1.e467>

1. Introducción

En las últimas décadas, se han modificado las estructuras familiares y con ello las características, roles y relaciones de los integrantes que lo componen. Este efecto se puede observar en los hogares. De ser extensos, han transitado a ser nucleares y varios de éstos se han transformado en hogares unicelulares, monoparentales e incluso hogares no familiares. Desde el cambio de siglo, Latinoamérica enfrenta lo que Lesthaege (2010) y Esteve *et al.* (2012) llaman “segunda transición demográfica”, la cual se caracteriza por una mayor proliferación de uniones y familias distintas al matrimonio, así como el aumento en la cohabitación, las separaciones y los hogares monoparentales, acompañados por tanto de una caída en la fertilidad.

México también sigue estas tendencias. En 1987, los hogares monoparentales conformaban el 10% del total de hogares (Tuirán, 1993). Para 2017, el 18% del total de hogares y el 25% de los hogares familiares con hijos fueron monoparentales. En este sentido, este estudio define a los hogares monoparentales como “aquellos que están conformados por el jefe(a) e hijos(as) y no cuentan con un cónyuge, en el que puede haber o no otros integrantes en el hogar” (INEGI, 1997). El 83.8% de estos hogares fueron encabezados por la madre.

Sumaza *et al.* (2003) detallan que el concepto de monoparentalidad tiene cuatro componentes: a) la presencia de un solo progenitor en el hogar familiar, b) la presencia de uno o varios hijos en el hogar familiar, c) la dependencia de los hijos y d) la heterogeneidad de las causas que derivan la monoparentalidad, entre las que se incluye: abandono, violencia, infidelidad, falta de comunicación, viudez o incluso el no desear una relación. Dependiendo del tipo de familia monoparental, varía el estado civil del jefe del hogar, ya sea separado, divorciado o viudo. Adicionalmente, Hernández (2000) observa al menos dos tipos de familias monoparentales: simples y compuestas. Las primeras están integradas por el padre o la madre y sus hijos, mientras que las segundas incluyen algún otro familiar que no sea pareja del padre o la madre.

La literatura reciente apunta que crecer en una familia monoparental conlleva distintas consecuencias para los hijos. Algunas de ellas son: menor desempeño académico (Mandemakers y Kalmijn, 2014); mayor deserción escolar (Albertini y Dronkers, 2009; Gratz, 2015); menor alcance escolar (Kearney y Levine, 2017; Radl *et al.*, 2017); menor autoestima (Lau, 2007); menor vínculo con los padres (Amato y Sobolewsky, 2001); mayor frecuencia de embarazo adolescente (Smith *et al.*, 2018); mayor consumo de alcohol, cigarrillos y drogas (Gustavsen *et al.*, 2016); o mayor probabilidad de ser arrestado

(Ferguson *et al.*, 2007; Pougnet *et al.*, 2012), o cuando adultos, mayor riesgo de sufrir ansiedad o depresión (Roper *et al.*, 2020; Schaan *et al.*, 2019); mayor probabilidad de decidir ser padres solteros (Kearney, 2022) o de casarse a edad temprana (Ryan *et al.*, 2009); mayores tasas de desempleo (Liu *et al.*, 2013).

Aunque algunos autores puntualizan que los efectos adversos de vivir en una familia monoparental se reducen cuando se controla por las características latentes de los padres de familia, en la mayoría de los estudios citados, persisten dichos efectos. De igual manera, distintos autores argumentan que, por diversos mecanismos, crecer en un hogar monoparental puede tener un impacto negativo en la formación de sus propios hogares cuando adultos (Di Nallo y Oesch, 2023; Rasquin, 2020; Amato y Patterson, 2017; Radl *et al.*, 2017).

Existe abundante literatura sobre la transmisión intergeneracional del divorcio en países desarrollados, pero muy poca en países en vías de desarrollo. Este trabajo busca aportar a la literatura mexicana y en general latinoamericana sobre las consecuencias de haber crecido en un hogar en el que no vivieron ambos padres en la probabilidad de experimentar, de adultos, un divorcio o separación en la formación de su propia familia. Además, la revisión de este fenómeno utilizando modelos de riesgo y distinguiendo entre divorcio y separación ha sido muy poco abordada tanto en países desarrollados como en vías de desarrollo.

La importancia de estudiar este efecto radica en que, si es verdadero, entonces crecer con la ausencia de un padre o una madre podría generar impactos negativos que se extiendan a más de una generación. Ante un aumento acelerado en las tasas de separación en México (Ojeda y González, 2008), es importante conocer si el efecto de la ausencia de alguno de los padres termina en una generación o se continúa propagando en las siguientes generaciones.

Los resultados de esta investigación señalan un vínculo entre crecer en un hogar monoparental y una posterior separación al momento de formar su propia familia. Son factores de riesgo para una futura separación la condición de monoparentalidad en el nacimiento, el haber sufrido más de dos cambios en el tipo de hogar y la duración de la ausencia de uno de los padres. También se encontró que las personas que viven en unión libre son más propensas a separarse que las casadas, sobre todo si provienen de un hogar monoparental con ausencia prolongada.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. El marco teórico aborda la separación y su transmisión intergeneracional desde una perspectiva económica y sociológica. La tercera sección presenta

la revisión de literatura. La cuarta sección expone los datos y las estadísticas descriptivas. La quinta sección explica brevemente la metodología empleada. Los resultados se presentan en la sexta sección. Por último, se presenta una sección de conclusiones y limitaciones del artículo.

2. Marco teórico

De acuerdo con el teorema de emparejamiento selectivo de Becker (1973), una persona se casa con otra si los activos que ofrecen son complementarios, particularmente en bienes que no son de mercado. En este sentido, el proceso para buscar pareja tiene costos y el agente no posee toda la información de sus potenciales parejas. De lo contrario, no existirían separaciones ni habría necesidad de un noviazgo, que es una etapa en la que se busca tener más información de la persona. Uno de los problemas que señalan Becker *et al.* (1977) es que muchas características observables como la escolaridad, las características físicas, raza o nivel socioeconómico no explican tanto la probabilidad de separarse como otras características más difíciles de medir. Para realizar una mejor selección, los agentes buscan información en el noviazgo mediante observación de factores distintos a la pareja, como conocer a su familia.

A partir de este marco, Becker *et al.* (1977) describen el divorcio como un problema de incertidumbre e información imperfecta. La probabilidad de la disolución aumenta si disminuye la ganancia esperada del matrimonio por cambios no anticipados de la pareja. Además, bajo el argumento de que el mercado es más eficiente con las parejas que poseen las mismas características, diferencias en edad, escolaridad, estrato socioeconómico o religión tienden a aumentar la probabilidad de separación.

Una forma de estimar la ganancia esperada del matrimonio es el capital que se invierte en bienes específicos del mismo. Becker (1973) y Becker *et al.* (1977) argumentan que tener hijos aumenta este tipo de capital y, por tanto, disminuye la probabilidad de separación. En cambio, uniones como la cohabitación, que implican una menor inversión, presentan una mayor tasa de separación. Poortman y Mills (2012) observan que la inversión conjunta de la pareja es mayor cuando hay mayores señales de una relación a largo plazo, lo que indicaría que la inversión en una relación se basa en las expectativas.

Describiendo las consecuencias del divorcio sobre los padres y los hijos, Amato (2000) agrupa las principales teorías que desembocan

en familias monoparentales en dos perspectivas: de selección y de estrés. Las de selección implican que los padres que se divorcian llegan al matrimonio con una serie de características que determinan tanto la probabilidad de divorciarse como los resultados de vida de sus hijos (Amato, 2010); es decir, antes de la separación, los hijos ya tienen una predisposición a las consecuencias observadas (Lang y Zagorsky, 2001). Las de estrés implican que, ante una separación, se disparan estresores tanto en los padres como en los hijos. El impacto que tengan estos estresores dependerá de los recursos con los que disponga la persona para contrarrestar sus efectos.

Coleman (1988) introduce la noción de capital social como uno de los aspectos de las estructuras sociales que favorecen algún acto específico de los actores que lo componen. Las modificaciones en el capital social son consecuencia de un cambio en las relaciones entre dichos actores. En este sentido, McLanahan y Sandefur (1994) concluyen que el capital social que posee un menor disminuye a causa de la separación y la ausencia de uno de sus padres. Y una caída en el capital social podría reducir la probabilidad de formar una familia o aumentar la probabilidad de separarse en caso de formar una familia. Una de las vías que limitan el capital social del hijo es por un debilitamiento de los lazos entre el padre y el hijo; otra es por la reducción en la confianza de los hijos de poder relacionarse con otras personas; y otra es la reducción en el número de contactos y redes que ofrecería el padre o la madre ausente.

Para Bandura (2001), un mecanismo por el cual se adquiere una conducta es mediante el aprendizaje de las conductas observadas, tanto por experiencia directa como vicaria. Utilizando este enfoque, Segrín, Taylor y Altman (2005) estimaron que los hijos de padres divorciados son más propensos a divorciarse, a tener una opinión menos favorable del matrimonio y a tener una menor probabilidad de formar una relación íntima. Para estos autores, varias de estas conductas son explicadas por el aprendizaje de experiencias vicarias. Destacan que el hecho de provenir de una familia conflictiva explica que la persona no forme una relación íntima. Wolfinger (2000) agrega que entre más veces un hijo experimente una separación en su hogar (número de transiciones en la composición familiar) mayor será su dificultad para mantener una relación en el futuro.

3. Revisión de la literatura

La transmisión intergeneracional del divorcio ha sido estudiada en diversas ocasiones para diferentes países desarrollados, encontrando en

todos los casos una relación positiva entre crecer en un hogar monoparental y la probabilidad de separación cuando adultos. Diferentes estudios lo han documentado tanto en países específicos –por ejemplo, Di Nallo y Oesch (2023) para el Reino Unido; Todesco (2013) para Italia; Liefbroer y Elzinga (2012) para Holanda; Lyngstad y Engekhardt (2009) para Noruega; Gahler *et al.* (2009) para Suecia; Diekmann y Engerhardt (1999) para Alemania; Pougnet *et al.* (2012) para Canadá; así como Amato y Patterson (2017) y Rasquin (2020) para los Estados Unidos– como para grupos agregados de países desarrollados (Wagner y Weiss, 2006; Diekmann y Schmidheiny, 2013; Dronkers y Harkonen, 2008; y Radl *et al.*, 2017).

La asociación entre divorcio parental y divorcio de los hijos es fuerte, y aunque algunos autores (Wolfinger, 2011) argumentan que este hecho ha disminuido a lo largo del tiempo, otros autores (Di Nallo y Oesch, 2023; Teachman, 2002) no encuentran evidencia de dicha disminución. Li y Wu (2008) argumentan que la disminución observada por Wolfinger (2011) se debe a limitaciones en los datos utilizados.

Adicionalmente, algunos autores encuentran que ciertas características socioeconómicas de los hogares donde crecen los niños influyen en la transmisión intergeneracional del divorcio (efectos heterogéneos); sin embargo, los resultados son mixtos. Lyngstad (2006) encuentra que crecer en un hogar con mayores ingresos o con padres con mayores niveles de escolaridad incrementa la probabilidad de divorcio en los hijos de padres divorciados, mientras que Brons y Harkonen (2018) encuentran evidencia de que una mayor educación de los padres tiene un efecto en reducir el riesgo de separación de los hijos. Estos últimos autores argumentan que la relación empezó siendo negativa, pero ha ido cambiando de signo durante los últimos años. Más recientemente, Di Nallo y Oesch (2023) concluyen que no encuentran evidencia para corroborar la existencia de dichos efectos.

Roper *et al.* (2020) y Cartwright (2006) van más allá de la separación e investigan los efectos del divorcio paterno sobre la calidad y confianza en las relaciones románticas de los hijos, mientras que Amato y Patterson (2017) estudian un efecto más general en la estabilidad familiar. Todos los autores encuentran una relación negativa entre experimentar un divorcio paterno y la satisfacción en las relaciones románticas o en la estabilidad familiar.

La literatura para países desarrollados ha documentado ampliamente la transmisión intergeneracional del divorcio y la separación, donde el crecer en un hogar monoparental es relativamente común. Sin embargo, hay muy poca literatura para países en desarrollo donde,

debido a que son sociedades más tradicionales, los efectos del divorcio de los padres sobre el divorcio de los hijos cuando grandes podrían ser diferentes. Por ejemplo, la literatura en países desarrollados suele estar de acuerdo en que hay un efecto negativo del divorcio de los padres sobre el logro escolar de los hijos (Amato y Keith, 1991; Bernardi y Radl, 2014; Shriner *et al.* 2010); sin embargo, en el caso de países en vías de desarrollo, los resultados son mixtos (DeRose *et al.*, 2017). Este trabajo aporta a la literatura al estudiar la transmisión intergeneracional del divorcio en un país en vías de desarrollo.

La mayoría de los estudios sobre la transmisión intergeneracional del divorcio utilizan modelos de elección discreta que dependen de información retrospectiva del entrevistado, definiendo la variable dependiente como una variable dicotómica que toma el valor de 1 cuando el hijo está divorciado o separado y 0 cuando está casado (Di Nallo y Oesch, 2023; Crowell *et al.*, 2009; Teachman, 2004), sin embargo, se encontraron muy pocos trabajos que estudian la transmisión intergeneracional del divorcio considerando la censura en los datos causada porque algunas de las personas de la muestra que están casadas, podrían separarse en los años siguientes (Bumpass *et al.*, 1991; Amato, 1996). Este trabajo aporta a la literatura al considerar este hecho.

Finalmente, la mayoría de los estudios se han concentrado en la disolución de los matrimonios, más que en la disolución de las uniones, esto principalmente por la carencia de datos con respecto a parejas no casadas que viven juntas (Lyngstad y Jalovaara, 2010). Esta investigación aporta a la literatura al tomar en cuenta tanto la disolución de matrimonios como de parejas no casadas que viven juntas.

4. Datos y estadística descriptiva

Los datos son de la Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) del año 2017. Esta es una encuesta del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) que entrevista a hombres y mujeres, nacidos entre 1962 y 1997, sobre su trayectoria de vida. La encuesta incluye información retrospectiva sobre características sociodemográficas como: educación, trabajo, migración, natalidad, familia y fecundidad. Además, hace una comparativa de las condiciones de vida de los entrevistados cuando tenían 14 años y al momento de la entrevista, tanto a nivel individual como del hogar (INEGI, 2017).

Otro componente de esta encuesta es el referente a la coresidencia que tiene la persona con sus padres, con otros familiares y con su pareja. La ventaja de esta encuesta es que permite ilustrar una

historia de vida y, por tanto, disponer de datos continuos sobre los períodos de ausencia de los padres en el hogar de origen, así como la duración de las uniones y las separaciones de las familias. Con estos datos, se evitan los sesgos de no conocer la duración ni el momento en el que se produjo la separación.

Se define para este artículo que una persona vivió en un hogar no biparental si se cumplen las dos siguientes condiciones: a) mientras que fue menor de edad, no vivió con uno (o ambos) padres por más de un año; b) si dejó su casa antes de cumplir la mayoría de edad, alguno de sus padres tuvo que abandonar antes el hogar (Bumpass *et al.*, 1991).

La primera condición establece la característica principal de un hogar no biparental, que es la ausencia de alguno o ambos padres en el hogar familiar. Las ausencias de los padres que duran menos de un año se pueden dar por circunstancias externas a una separación de la familia, como es el caso de la migración temporal. Además, es frecuente que después de una separación, los padres en menos de un año restablezcan su relación (Bumpass *et al.*, 1991). Por estos motivos, para considerar que una persona vivió en un hogar no biparental, se define que la ausencia de alguno de los padres tenga que durar más de un año.

La segunda condición permite distinguir los hogares no biparentales (en los que vive el hijo, pero no alguno o ambos de sus padres) con respecto a los hogares sin hijos (en los que se registra que el hijo no vive con sus padres, pero que es por decisión del hijo). De otro modo, no se podría distinguir si la persona no vivió con sus padres por decisión propia o por separación de los padres.

La muestra se compone de 17,967 personas de 20 a 54 años que están o han estado previamente en una unión o matrimonio. De ellas, 7,716 son hombres, 10,251 son mujeres y 5,508 han terminado una unión o matrimonio. Para este análisis se clasifican los encuestados en tres generaciones de 12 años: la primera generación incluye las personas nacidas de 1962 a 1973, la segunda de 1974 a 1985 y la tercera de 1986 a 1997.

El cuadro 1 reporta las características de los hogares donde crecieron los adultos considerados en este estudio. De la muestra, el 32.1% vivió en un hogar no biparental. El porcentaje de individuos que creció en un hogar no biparental se ha incrementado a lo largo de los años, pasando de 29.9% para la generación más vieja a 36.6% para la generación más joven. Los hogares monoparentales maternos son los más frecuentes. Los menos frecuentes son aquellos en los que solo habita el padre. El porcentaje de hogares monoparentales maternos

ha crecido 6.1 puntos porcentuales (p.p.) (23.2%-17.1%); en cambio, en los monoparentales paternos, este porcentaje se ha mantenido estable. Como consecuencia, la proporción de hogares monoparentales maternos con respecto a los paternos es mayor en las generaciones más jóvenes. Los hogares en los que el hijo no vivió con ninguno de sus padres al mismo tiempo o que solo vivió con alguno de ellos y después con el otro conforman el 9.3% en la primera generación, el 8.7% en la segunda y el 10.6% en la tercera.

Cuadro 1
Características retrospectivas

<i>Variables</i>	<i>Generación</i>			<i>Total</i>
	<i>1962-1973</i>	<i>1974-1985</i>	<i>1986-1997</i>	
Vivió en un hogar monoparental materno	17.1%	19.4%	23.2%	19.7%
Vivió en un hogar monoparental paterno	3.5%	2.6%	3.0%	3.0%
Vivió en un hogar sin ambos padres	9.3%	8.7%	10.6%	9.4%
Vivió en un hogar no biparental	29.9%	30.7%	36.8%	32.1%
Nació en un hogar no biparental	8.9%	9.8%	12.3%	10.2%
Muerte de alguno de los padres (antes de los 18 años)	14.1%	10.0%	10.0%	11.5%
Duración en años de la ausencia de alguno de los padres	10.8	11.0	11.0	10.9
Años de ausencia materna	10.6	10.3	8.9	10.0
Años de ausencia paterna	10.9	11.0	11.0	11.0
Una transición familiar	32.5%	32.8%	35.7%	33.5%
Dos o más transiciones familiares	11.7%	11.4%	14.6%	12.4%

Fuente: cálculos propios con datos de la EDER (INEGI, 2017).

De los individuos que vivieron en un hogar no biparental, casi una tercera parte (10.2% de 32.1%) nació en un hogar no biparental y otra tercera parte (11.5% de 32.1%) vivió en un hogar no biparental a consecuencia de la muerte de uno de sus padres. Se podría decir

que la otra tercera parte fue testigo de la separación de sus padres, ya sea de manera consensuada por ambos padres o por la decisión de uno de ellos.

En promedio, en los hogares no biparentales, los padres se ausentan casi 11 años, es decir, la separación ocurre, en promedio, alrededor del séptimo año de vida del encuestado.

También se definen para este artículo como “transiciones” a los cambios en la composición del hogar que viven los hijos a lo largo de su infancia y adolescencia. El número de transiciones, como se menciona en el marco teórico, puede tener un impacto en la futura formación de hogares por parte de los hijos. En este análisis se considera como una transición si en determinado momento, mientras el individuo sea menor de edad, a) algún padre se ausenta del hogar de origen; o b) el hijo pasa de vivir con su madre a vivir con su padre, o viceversa.

Como se puede observar en las dos últimas filas del cuadro 1, la proporción de individuos que vivieron, tanto una transición como dos o más, aumentó más de 3 p.p. de la segunda a la tercera generación. El 35.7% de los individuos de la tercera generación sufrieron una transición familiar, mientras que el 14.6% sufrieron dos o más transiciones.

El cuadro 2 reporta las características actuales de los adultos considerados en este estudio. Una de las mayores diferencias por tipo de unión es que quienes cohabitan son 17.6 p.p. más propensos a separarse que quienes están casados (42.1% contra 24.5%). La edad promedio para iniciar la primera cohabitación o el primer matrimonio es a los 21 años. La escolaridad es ligeramente menor en los que cohabitan. Y las personas que cohabitan viven en mayor proporción con otros familiares que las que están casadas.

Los datos muestran algunas características que coinciden con lo que Lesthaege (2010) y Esteve *et al.* (2012) llaman “segunda transición demográfica” y otras que no. Por un lado, el número de matrimonios se desplomó, pasando de 79.4% en la primera generación a 43.8% en la tercera. Sin embargo, aunque la escolaridad promedio se incrementó considerablemente, la edad promedio de la primera unión disminuyó, pasando de 22.7 años en la primera generación a 19.9 en la tercera.

El porcentaje de separaciones (fin de la primera unión) disminuyó 11.8 p.p. entre la primera y la tercera generación (35.2% contra 23.4%); sin embargo, hay que considerar que las generaciones más jóvenes llevan unidos menos años.

Cuadro 2
Tabla de medias

<i>Variables</i>	<i>Tipo de unión</i>		<i>Generación</i>			<i>Total</i>
	<i>Cohabitación</i>	<i>Matrimonio</i>	<i>1962- 1973</i>	<i>1974- 1985</i>	<i>1986- 1997</i>	
Fin de la primera unión	42.1%	24.5%	35.2%	32.0%	23.4%	30.7%
Edad en la primera unión	21.4	21.7	23.0	22.0	19.9	21.6
Casado	0.0%	100.0%	79.4%	68.7%	43.8%	65.2%
Mujer	55.7%	58.0%	56.0%	56.6%	59.0%	57.0%
Primaria	23.7%	22.3%	32.6%	22.1%	12.6%	22.8%
Secundaria	38.6%	33.5%	31.0%	36.5%	38.2%	35.2%
Preparatoria	25.1%	24.8%	21.7%	22.7%	31.8%	24.9%
Universidad	12.6%	19.5%	14.7%	18.6%	17.4%	17.1%
Madre con primaria	74.9%	78.7%	90.0%	78.3%	61.7%	77.4%
Madre con secundaria	15.6%	10.6%	3.9%	11.0%	23.8%	12.3%
Madre con preparatoria	7.0%	7.7%	4.8%	7.6%	10.1%	7.4%
Madre con universidad	2.6%	3.0%	1.2%	3.0%	4.4%	2.8%
Padre con primaria	78.5%	79.1%	89.0%	78.9%	67.5%	78.9%
Padre con secundaria	11.6%	8.8%	4.3%	8.8%	17.6%	9.8%
Padre con preparatoria	5.7%	5.9%	3.5%	5.9%	8.3%	5.8%
Padre con universidad	4.2%	6.1%	3.2%	6.4%	6.6%	5.4%
Región centro	28.6%	26.3%	26.9%	27.7%	26.3%	27.1%
Región noreste	12.1%	17.8%	16.3%	14.9%	16.5%	15.8%
Región noroeste	21.6%	17.7%	19.9%	18.8%	18.5%	19.0%
Región occidente	12.3%	11.7%	11.2%	12.1%	12.4%	11.9%
Región sur-sureste	25.4%	26.5%	25.6%	26.5%	26.3%	26.2%

Fuente: cálculos propios con datos de la EDER (INEGI, 2017).

5. Estrategia empírica

Para medir el impacto que tiene la composición familiar del menor en la probabilidad de separarse cuando forme su propia familia, se utiliza un modelo de duración que calcula en cada momento cuál es el riesgo de que ocurra el evento, en este caso, la separación.

Siguiendo a Cox (1972), se define la función de fracaso:

$$\lambda(t; z) = \exp(z\beta) \lambda_0(t) \quad (1)$$

para relacionar las variables independientes o covariables con la distribución de dicha función. Donde z son las variables independientes y $\lambda_0(t)$ son las condiciones iniciales de la distribución, es decir en las que tenemos los valores de $z = 0$. Aunque se desconozca $\lambda_0(t)$, el modelo se puede estimar.

La característica esencial del modelo de Cox es que la razón de riesgo, que es la razón de la probabilidad de fracaso inmediato entre dos grupos, se debe mantener constante a lo largo del tiempo. Utilizando la prueba de Schoenfeld (1980), no se pudo verificar este supuesto para toda la muestra. Para resolverlo, fue necesario dividir la muestra en dos grupos, las personas casadas (ya sea que sigan casadas o no) y las personas que cohabitan (ya sea que sigan cohabitando o no), con el fin de analizar cada una de ellas de manera independiente.

La variable dependiente es el estado de la primera unión, es decir, si existió o no una separación en la primera unión. La variable de tiempo para hacer el modelo de riesgos proporcionales es el número de años que se mantuvo o se ha mantenido la primera unión.

Las variables independientes son diferentes características del individuo, tanto actuales como retrospectivas, es decir, aquellas definidas antes del primer matrimonio. La variable independiente de interés principal es si el hogar en el que creció el individuo fue biparental o no. De manera adicional, se dividió a la variable de interés principal en cuatro categorías mutuamente excluyentes: biparental, monoparental materno, monoparental paterno y sin ambos padres (ya sea en diferentes épocas o de forma simultánea).

Con respecto a otras variables independientes de interés, se espera que, entre mayor sea el tiempo que el hijo no vivió con alguno de sus padres, mayor sea la probabilidad de separación cuando adulto. Se espera también que, si el hijo nació en un hogar monoparental, el desconocimiento de alguno de sus padres pueda incrementar la probabilidad de separación cuando adulto; que, si el motivo de que el hogar sea monoparental fue la muerte de alguno de los padres, el hijo tenga una menor probabilidad de separarse que si fuera por una separación voluntaria de los padres; y que, entre más cambios en la composición del hogar haya vivido el hijo, mayor sea la probabilidad de separación cuando adulto.

Como variables de control se incluye el género, la escolaridad tanto del hijo como de los padres, y la edad en que la persona realizó su

primera unión. Se espera que la escolaridad tenga un efecto reductor en la probabilidad de separación y que empezar una unión muy joven la incremente. Se incluyen también cinco regiones del país.

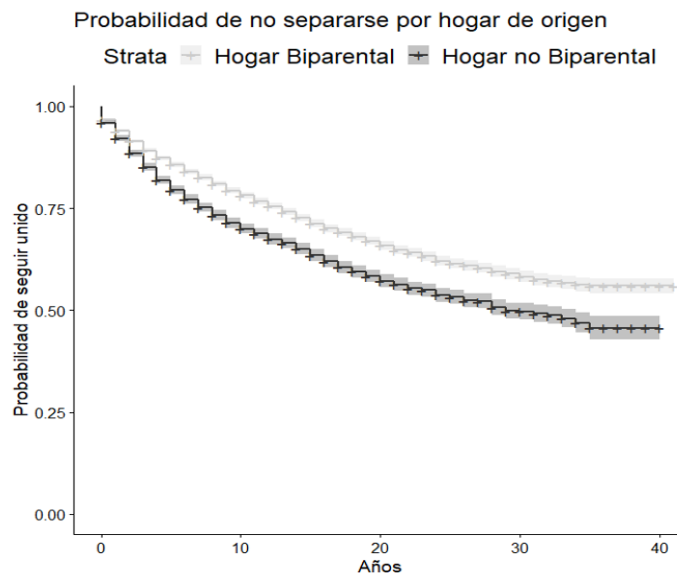
6. Resultados

6.1 Curvas de supervivencia Kaplan-Meier

A partir de los coeficientes estimados del modelo de duración especificado en la sección anterior, las siguientes gráficas (1, 2, 3, 4, 5 y 6) y sus correspondientes cuadros (3, 4, 5, 6, 7 y 8) presentan el riesgo de separación estimado, comparando diferentes grupos de interés. Se considera la duración de la primera unión como la variable de tiempo y el riesgo acumulado a través del tiempo como la variable a medir.

Gráfica 1

Curva de supervivencia Kaplan-Meier por hogar de origen



Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

Cuadro 3
Riesgos de separación

<i>Años</i>	<i>Biparental</i>	<i>No biparental</i>
1	2.9%	4.0%
2	5.4%	7.8%
5	11.4%	17.2%
10	19.2%	27.1%
15	26.3%	33.9%
20	31.8%	40.4%
30	39.8%	48.2%

Notas: Chi²=121 sobre 1 grado de libertad, $p < 2e-16$.

Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

En el cuadro 3 se observa que, desde el primer año, quienes vivieron en hogares no biparentales tienen mayores probabilidades de separarse. A partir de los 10 años de unión la diferencia entre ambos tipos de familia es de 7.9 pp.

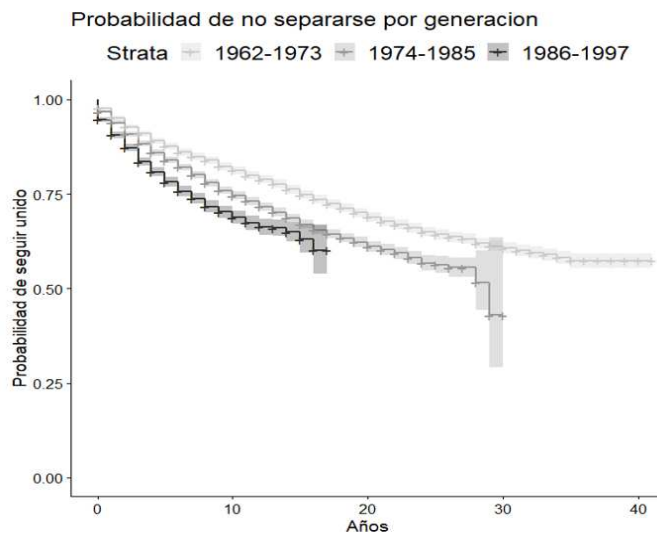
El cuadro 4 compara entre generaciones. La generación de mayor edad es la que presenta los menores riesgos de separación para cada año de unión, aunque, a los 30 años, alcanza un riesgo de casi 38%. El riesgo de separación es mayor para las generaciones más jóvenes, ya que a los 5 años alcanza un 17.4%. Esta probabilidad es mayor que la que presenta la primera generación a los 10 años de unión.

Otro determinante del riesgo de separación es si el hijo vivió en un hogar monoparental desde su nacimiento o si en algún momento de su infancia o adolescencia alguno de sus padres se separó del hogar. Esto es relevante, porque en el segundo caso, el hijo fue testigo de la separación de sus padres y podría tener en su memoria el conflicto.

En el cuadro 5 se observa la diferencia en el riesgo de separación entre los individuos que crecieron en un hogar biparental, los que crecieron en un hogar monoparental desde su nacimiento y los que dejaron de vivir en un hogar biparental a partir de cierta edad (entre uno y 17 años). Para cualquier tiempo de duración de la unión, el riesgo de separación es mayor para los individuos que nacieron en un hogar monoparental que para los que nacieron en un hogar biparental, pero que en algún momento de su vida uno de los padres se separó del hogar. En los primeros 10 años, la diferencia entre un hijo que creció en un hogar biparental y otro que nació en un hogar biparental, pero que posteriormente vivió en un hogar monoparental, es de 6.1 pp. En

cambio, la diferencia entre un hijo que creció en un hogar biparental y otro que nació en un hogar monoparental es de casi el doble, 11.8 pp.

Gráfica 2
Curva de supervivencia Kaplan-Meier por generaciones



Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

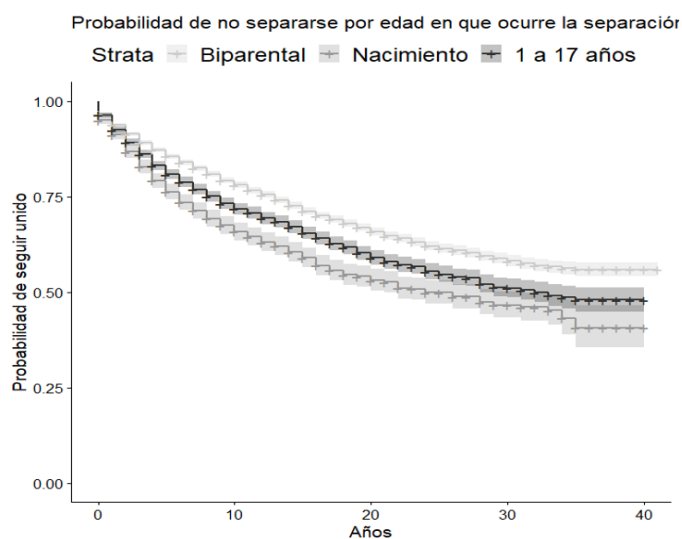
Cuadro 4
Riesgos de separación por generaciones

Años	1962-1973	1974-1985	1986-1997
1	2.7%	2.9%	4.3%
2	5.0%	6.0%	7.9%
5	10.3%	13.2%	17.4%
10	16.9%	22.9%	27.4%
15	23.4%	30.7%	N/A
20	29.5%	36.8%	N/A
30	37.9%	N/A	N/A

Notas: Chi2=157 sobre 2 grados de libertad, $p < 2e-16$.

Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

Gráfica 3
Curva de supervivencia Kaplan-Meier
por condición de nacimiento



Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

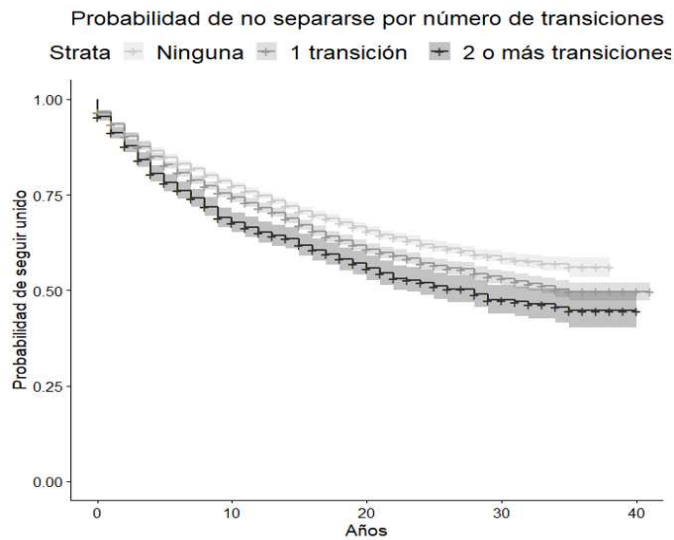
Cuadro 5
Riesgo de separación por condición de
nacimiento en hogar monoparental

<i>Años</i>	<i>Biparental</i>	<i>Nacimiento</i>	<i>1 a 17 años</i>
1	3.3%	4.9%	3.6%
2	6.1%	8.7%	7.5%
5	12.7%	20.7%	16.8%
10	20.7%	32.5%	26.8%
15	27.3%	39.5%	32.9%
20	33.0%	45.8%	39.7%
30	41.1%	53.4%	48.7%

Notas: $\chi^2=148$ sobre 2 grados de libertad, $p < 2e-16$.

Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

Gráfica 4
Curva de supervivencia Kaplan-Meier
por número de transiciones



Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

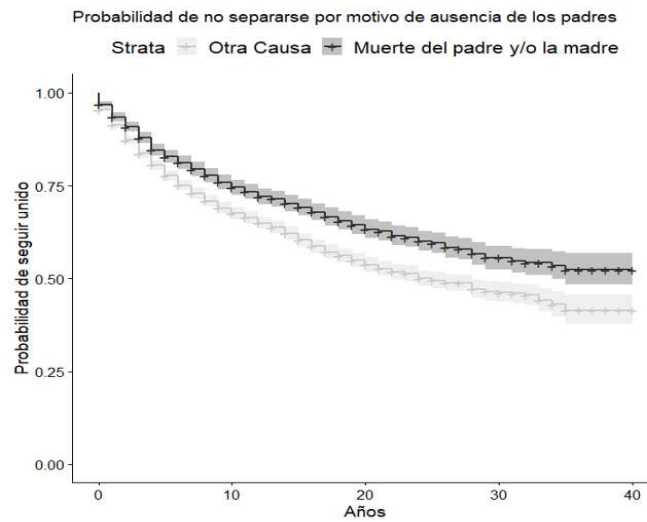
Cuadro 6
Riesgo de separación por número de
transiciones vividas en el hogar de origen

Años	Ninguna	1 transición	2 o más transiciones
1	3.5%	3.3%	4.5%
2	6.5%	6.5%	8.7%
5	13.4%	15.0%	19.5%
10	21.4%	24.5%	31.0%
15	27.9%	31.2%	36.4%
20	33.3%	38.1%	42.9%
30	41.1%	46.4%	52.5%

Notas: Chi²=67.3 sobre 2 grados de libertad, p=2e-15.

Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

Gráfica 5
Curva de supervivencia Kaplan-Meier
por motivo de ausencia de los padres



Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

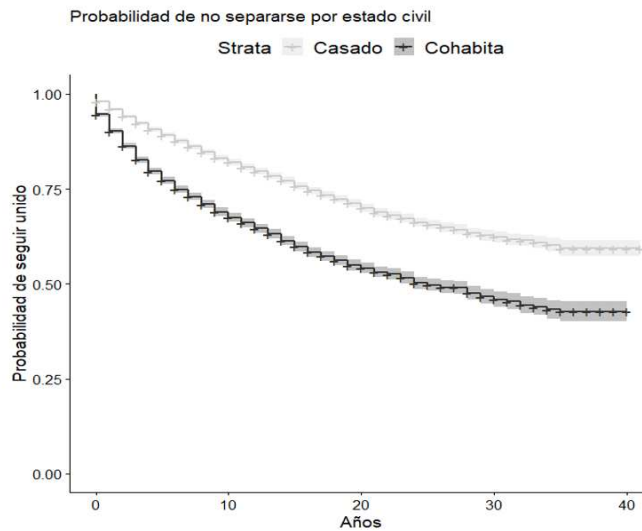
Cuadro 7
Riesgo de separación por motivo de
ausencia de los padres

Años	Otra causa	Alguno de los padres murió prematuramente
1	8.6%	6.5%
2	12.7%	9.2%
5	22.3%	17.2%
10	32.4%	25.5%
15	39.6%	30.8%
20	46.3%	36.7%
30	53.7%	N/A

Notas: Chi2=39.2 sobre 1 grado de libertad, p=4e-10.

Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

Gráfica 6
Curva de supervivencia Kaplan-Meier por estado civil



Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

Cuadro 8
Riesgo de separación por estado civil

Años	Casado	Cohabitación
1	4.0%	9.8%
2	5.9%	13.7%
5	10.8%	23.8%
10	17.9%	32.5%
15	24.3%	40.1%
20	30.0%	45.9%
30	37.6%	54.1%

Notas: Chi2=535 con 1 grado de libertad, $p < 2e-16$.

Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

El cuadro 6 divide a la población que creció en hogares no biparentales por número de transiciones vividas en el hogar durante la infancia y adolescencia. Como se mencionó anteriormente, una

transición se define como el cambio en la composición del hogar del menor. En hogares no biparentales, si el hijo no experimenta transiciones, entonces, desde el nacimiento es monoparental. Si es una sola transición, entonces el hijo vivió alguna separación. Si son dos o más, la inestabilidad sobre quienes conviven con él es mayor. Un ejemplo de este caso son los que residieron primero con su madre y después con su padre o viceversa.

Para todos los años de duración de la unión, el riesgo de separación es mayor si el individuo creció en un hogar con dos o más transiciones. Este resultado sugiere la importancia de crecer en un hogar estable para la formación de hogares estables en el futuro.

Son distintos los motivos de ausencia de algún padre. Algunos son por decisión de los padres y otros son por motivos involuntarios. En el cuadro 7 se observa que, si la causa de monoparentalidad es por la muerte de alguno de los padres, entonces es menos probable que el hijo se separe cuando sea adulto. Uno de los factores que predicen mejor una separación es el estado civil del individuo. De acuerdo con el cuadro 8, haber cohabitado representa un riesgo mayor de separación que haber estado casado, para todas las duraciones de la unión.

6.2 *Modelos de Cox*

Con los coeficientes estimados en los modelos de Cox obtenemos las razones de riesgo. Una razón de riesgo (r.r.) nos permite interpretar si un grupo es más propenso que otro a que ocurra un evento determinado, en este caso, un divorcio o separación. Si la razón de riesgo es igual a uno, ambos grupos tienen la misma probabilidad de que ocurra el evento. Un supuesto fundamental de estos resultados es que las razones de riesgo estimadas se mantienen constantes a lo largo del tiempo. Los cuadros 9, 10 y 11 presentan las r.r. del modelo de Cox usando tres especificaciones.

El cuadro 9 presenta la especificación más simple, la cual busca contestar la pregunta de si hay una relación entre haber crecido en un hogar no biparental y una posterior ruptura en la relación de pareja. El resultado es significativo tanto para los casados como para los que cohabitan. Para personas casadas, la r.r. estimada de 1.243 indica que es 24.3% más probable separarse si la persona proviene de un hogar no biparental que si proviene de un hogar biparental. Entre las personas que cohabitan, el efecto es de 24.8%.¹

¹ Para probar qué tan sensibles son los resultados a cambios en la definición

La presencia de un sesgo de selección muestral causado por la endogeneidad en la separación de los padres podría sobrestimar los coeficientes encontrados, lo que implicaría que los efectos podrían ser menores a los reportados en los cuadros, ya que, como se menciona anteriormente, los padres que se divorcian llegan al matrimonio con una serie de características observables y no observables que determinan simultáneamente la probabilidad de que los padres y sus hijos se divorcien (Amato, 2010).

Con el objetivo de controlar, al menos de manera parcial, dicho sesgo de selección, se incluye la variable “muerte prematura del padre o madre”. En el caso de que la causa de vivir en un hogar monoparental sea la muerte prematura de uno de los padres, las r.r. estimadas de 0.735 y 0.766 indican que el riesgo de separación conyugal se reduce 26.5% (1-0.735) para las personas casadas y 23.4% para las que cohabitan. Para los que cohabitan, el coeficiente estimado es estadísticamente significativo al 99%, mientras que para los casados es únicamente significativo al 90%.²

Este resultado coincide con las estimaciones de Corak (2001), quien señala que la muerte del padre difiere de las conductas de familias con ambos padres en el mercado laboral, pero que en decisiones sobre el matrimonio y la separación no son diferentes a quienes crecieron con ambos padres. Un motivo que se podría argumentar sobre por qué la separación de los padres sí afecta la decisión de separarse y la muerte de alguno de ellos no, es porque en el primer caso el hijo pudo haber sido testigo de un conflicto entre sus padres que conllevó a la separación (Segrín *et al.*, 2005). Este resultado es acorde también con la teoría de aprendizaje vicario de Bandura (2001), quien argumenta que los hijos buscan imitar las conductas de los padres.

de hogar no biparental (duración de ausencia de uno de los padres por más de un año), se realizaron ejercicios con duraciones de ausencia mayor a dos años y mayor a tres años. Las r.r. estimadas para esta variable son menores que las de la definición original, aunque en todos los casos mantienen el signo y la significancia estadística.

² Otra posibilidad para controlar el sesgo de selección es utilizar los cambios en las leyes de divorcio que sucedieron en México como variación exógena en la probabilidad de que los padres se divorcien (Stevenson y Wolters, 2006). Sin embargo, dichos cambios sucedieron en 2008 en la Ciudad de México, en 2013 en Yucatán y a partir del 2014 en el resto del país y, dado que la encuesta fue levantada en 2017, ninguno de los encuestados reportó que sus padres se hayan divorciado después de 2008 en CDMX o después de 2014 en el resto del país, por lo que es muy pronto para poder utilizar esta variable como control para el sesgo de selección.

Cuadro 9
Razones de riesgo del modelo de Cox
Especificación 1

<i>Variables</i>	<i>Matrimonio</i>			<i>Cohabitación</i>		
	<i>r.r.</i>	<i>e.e.</i>	<i>p-valor</i>	<i>r.r.</i>	<i>e.e.</i>	<i>p-valor</i>
Hogar no biparental	1.243	0.046	0.000 ***	1.248	0.044	0.000 ***
Muerte prematura del padre o madre	0.735	0.067	0.078 *	0.766	0.065	0.001 ***
Edad actual	0.990	0.003	0.000 ***	1.015	0.003	0.000 ***
Mujer	1.158	0.040	0.000 ***	1.082	0.041	0.475
Edad en la unión	0.944	0.005	0.000 ***	0.955	0.005	0.000 ***
Primaria	0.741	0.053	0.000 ***	0.873	0.051	0.043 **
Media superior	1.092	0.051	0.030 **	0.998	0.053	0.279
Superior	1.319	0.064	0.000 ***	1.241	0.074	0.084 *
Primaria padre	0.867	0.071	0.166	0.907	0.072	0.884
Med. sup. padre	1.039	0.097	0.171	1.238	0.106	0.081 *
Superior padre	1.082	0.104	0.223	1.439	0.123	0.098 *
Primaria madre	0.755	0.066	0.000 ***	0.968	0.065	0.899
Med. sup. madre	0.893	0.087	0.913	1.000	0.096	0.173
Superior madre	0.969	0.128	0.387	1.439	0.148	0.202
Centro	0.788	0.059	0.024 **	0.827	0.069	0.237
Noroeste	1.147	0.060	0.000 ***	1.193	0.070	0.008 ***
Occidente	0.902	0.070	0.714	0.953	0.080	0.426
Sur-sureste	0.862	0.058	0.848	0.832	0.071	0.089 .
	Prueba de razón de verosimilitud =			Prueba de razón de verosimilitud =		
	392.8 sobre 17 grados de libertad,			159.9 sobre 17 grados de libertad,		
	p = <2e-16			p = <2e-16		
	n = 11804, no. de eventos = 2899			n = 6316, no. de eventos = 2674		

Notas: r.r. = razón de riesgo; e.e = error estándar. Niveles de significancia: ***=0.01; **=0.05, *=0.10.

Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

Un factor protector en ambos casos es aplazar la edad en que se empieza la unión. Para los casados, cada año disminuye el riesgo en 5.6%, y para los que cohabitan, en 4.5%. Por su parte, el nivel de escolaridad de la persona incrementa el riesgo de separación, sobre todo en el caso del matrimonio.

Como se menciona en la revisión de literatura, la presencia de efectos heterogéneos, es decir, características socioeconómicas del hogar de origen, podrían afectar el impacto del divorcio de los padres en la probabilidad de divorcio de los hijos. Por este motivo, aunque la base de datos no presenta información precisa sobre el nivel de ingreso del hogar de origen, se incluye tanto la educación de la madre como del padre para controlar, al menos parcialmente, dichos efectos heterogéneos.³

El cuadro 10 presenta la segunda especificación del modelo, donde se clasifica el tipo de hogar de origen en cuatro categorías mutuamente excluyentes según el sexo de la persona con quien se quedaron: vivió con ambos padres (categoría base), vivió sin el padre, vivió sin la madre o vivió sin ambos padres (ya sea en distintos momentos o simultáneamente). Haber residido solo con la madre está relacionado con un riesgo de separación estadísticamente mayor para los casados (18%) que si el individuo residió con ambos padres. Este riesgo es 10 p.p. mayor si el tipo de unión es cohabitación (28%). No se encuentra suficiente evidencia para afirmar que vivir solo con el padre o sin ambos padres sea un factor de riesgo de separación, comparado con crecer en un hogar biparental. Este último resultado se puede deber al limitado número de observaciones que vivieron solo con el padre o sin ambos padres.

³ Otro efecto heterogéneo es la presencia de otros adultos en el hogar (como abuelos o tíos), y aunque la base de datos presenta información sobre si el hogar de origen fue simple o compuesto, no es recomendable estimar el efecto de esta característica debido a que, de acuerdo con la prueba de Schoenfeld (1980), se rechaza la hipótesis de que la razón de riesgo de vivir en un hogar compuesto con respecto a un hogar simple es constante a lo largo del tiempo. Si ignoramos este resultado y corremos el modelo, se obtiene que la persona que cohabita es más propensa a separarse si creció en un hogar compuesto. El resto de los coeficientes estimados no cambian.

Cuadro 10
Razones de riesgo del modelo de Cox
Especificación 2

<i>Variables</i>	<i>Matrimonio</i>				<i>Cohabitación</i>			
	<i>r.r.</i>	<i>e.e.</i>	<i>p-valor</i>		<i>r.r.</i>	<i>e.e.</i>	<i>p-valor</i>	
Sólo con la madre	1.180	0.049	0.001	***	1.280	0.046	0.000	***
Sólo con el padre	1.142	0.064	0.090	*	1.065	0.064	0.997	
Sin ambos padres	0.915	0.053	0.740		0.805	0.051	0.222	
Muerte prematura del padre o madre	0.767	0.064	0.298		0.781	0.063	0.004	***
Edad actual	0.990	0.003	0.000	***	1.015	0.003	0.000	***
Mujer	1.164	0.041	0.000	***	1.101	0.041	0.463	
Edad de la unión	0.942	0.006	0.000	***	0.950	0.005	0.000	***
Primaria	0.745	0.053	0.000	***	0.890	0.051	0.058	*
Media superior	1.087	0.051	0.027	**	0.976	0.053	0.333	
Superior	1.319	0.064	0.000	***	1.226	0.074	0.091	*
Primaria padre	0.873	0.071	0.185		0.902	0.072	0.825	
Med. sup. padre	1.043	0.097	0.164		1.238	0.106	0.090	*
Superior padre	1.085	0.104	0.231		1.423	0.123	0.111	
Primaria madre	0.753	0.066	0.000	***	0.978	0.065	0.973	
Med. sup. madre	0.894	0.087	0.881		1.012	0.096	0.166	
Superior madre	0.973	0.128	0.351		1.440	0.148	0.207	
Centro	0.790	0.059	0.028	**	0.828	0.069	0.227	
Noroeste	1.141	0.06	0.000	***	1.188	0.070	0.008	***
Occidente	0.895	0.070	0.722		0.946	0.080	0.448	
Sur-sureste	0.860	0.058	0.878		0.836	0.071	0.098	*
	Prueba de razón de verosimilitud =				Prueba de razón de verosimilitud =			
	390.4 sobre 19 grados de libertad,				165.4 sobre 19 grados de libertad,			
	p = <2e-16				p = <2e-16			
	n = 11804, no. de eventos = 2899				n = 6316, no. de eventos = 2674			

Notas: r.r. = razón de riesgo; e.e = error estándar. Niveles de significancia: ***=0.01; **=0.05, *=0.10.

Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

Más allá de la condición de ausencia de uno o ambos padres, los hogares monoparentales tienen características que los definen. Por ejemplo, si la monoparentalidad se debió a la muerte de uno de los padres, si nació en un hogar monoparental, si hubo varios cambios o transiciones en el tipo de hogar, o el tiempo que la persona vivió en el hogar monoparental. Estas características pueden generar un impacto diferenciado en el riesgo de separación de los hijos cuando forman sus propios hogares. El cuadro 11 presenta las razones de riesgo de una tercera especificación del modelo considerando dichas características.

Cada año adicional que una persona vivió en un hogar no biparental tiene una relación estadísticamente significativa en el caso de la cohabitación y ligeramente significativa en el matrimonio, aunque en ambos casos marginal. El riesgo de separación aumenta 0.8% por cada año que el hijo no vivió con ambos padres para los que cohabitaban y 0.4% para los casados. La condición de haber nacido en un hogar monoparental no tiene un efecto adicional en el riesgo de separación.

Por otro lado, el haber vivido dos o más transiciones en el tipo de hogar durante la infancia/adolescencia incrementa el riesgo de separación en 25% en el caso del matrimonio. La estabilidad familiar (número de transiciones en el hogar de origen) es un elemento importante para explicar futuras separaciones, sobre todo en las generaciones menos jóvenes. Este resultado es acorde a las teorías de estrés (Amato, 2000) que resaltan la importancia de eventos como la separación de los padres o el paso de convivir con el padre a la madre o viceversa para explicar cambios en la conducta.

Los resultados indican que, independientemente del tipo de hogar monoparental, vivir en un hogar ampliado no sustituye haber crecido con ambos padres, al menos en cuanto al riesgo de separarse al formar una familia propia. Este resultado es acorde a la teoría del capital social, ya que, según McLanahan y Sandefur (1994), no tener una relación con alguno de los padres implica que éste no invirtió en su hijo, no solo en recursos, sino tampoco en lazos sociales y confianza en sí mismo y en el resto de la sociedad.⁴

⁴ El nivel de escolaridad del entrevistado es afectado por el hecho de haber crecido en un hogar monoparental (DeRose *et al.*, 2016). Para tener una mejor noción sobre el efecto de incluir esta variable de control, se corrieron regresiones para las tres especificaciones sin incluir la variable de educación del entrevistado. Los resultados son muy similares. Los coeficientes estimados de todos los ejercicios pueden ser provistos por los autores previa solicitud.

Cuadro 11
Coefficientes estimados del modelo de Cox
Especificación 3

<i>Variables</i>	<i>Especificación 3</i> <i>(Matrimonio)</i>			<i>Especificación 3</i> <i>(Cohabitación)</i>				
	<i>r.r.</i>	<i>e.e.</i>	<i>p-valor</i>	<i>r.r.</i>	<i>e.e.</i>	<i>p-valor</i>		
Duración monoparental	1.004	0.006	0.051	*	1.008	0.005	0.010	**
Nació sin padre o sin madre	1.176	0.099	0.422		1.210	0.092	0.262	
Edad actual	0.989	0.003	0.000	***	1.015	0.003	0.000	***
Muerte prematura del padre o madre	0.774	0.068	0.190		0.822	0.066	0.017	**
Dos o más transiciones	1.255	0.077	0.011	**	1.074	0.074	0.232	
Mujer	1.159	0.041	0.000	***	1.082	0.041	0.516	
Edad 1 ^a unión	0.946	0.006	0.000	***	0.956	0.005	0.000	***
Primaria	0.737	0.053	0.000	***	0.870	0.051	0.035	**
Media superior	1.096	0.051	0.023	**	0.992	0.053	0.280	
Superior	1.319	0.064	0.000	***	1.243	0.074	0.085	*
Primaria padre	0.874	0.071	0.181		0.890	0.072	0.668	
Med. sup. padre	1.050	0.097	0.162		1.223	0.106	0.099	*
Superior padre	1.086	0.104	0.230		1.421	0.123	0.129	
Primaria madre	0.750	0.066	0.000	***	0.964	0.065	0.865	
Med. sup. madre	0.896	0.087	0.847		1.012	0.096	0.156	
Superior madre	0.972	0.128	0.369		1.452	0.148	0.197	

Cuadro 11
(Continuación)

<i>Variables</i>	<i>Especificación 3</i> (<i>Matrimonio</i>)			<i>Especificación 3</i> (<i>Cohabitación</i>)		
	<i>r.r.</i>	<i>e.e.</i>	<i>p-valor</i>	<i>r.r.</i>	<i>e.e.</i>	<i>p-valor</i>
Centro	0.785	0.059	0.023 **	0.823	0.069	0.221
Noroeste	1.144	0.060	0.000 ***	1.172	0.070	0.011 **
Occidente	0.898	0.070	0.739	0.932	0.080	0.477
Sur-sureste	0.864	0.058	0.795	0.827	0.071	0.083 *
Prueba de razón de verosimilitud =			Prueba de razón de verosimilitud =			
397.4 sobre 22 grados de libertad,			183.8 sobre 22 grados de libertad,			
p = <2e-16			p = <2e-16			
n = 11804, no. de eventos = 2899			n = 6316, no. de eventos = 2674			

Notas: r.r. = razón de riesgo; e.e = error estándar. Niveles de significancia: ***=0.01; **=0.05, *=0.10.

Fuente: elaboración propia con datos de la EDER (INEGI, 2017).

7. Conclusiones

Utilizando información de la Encuesta Demográfica Retrospectiva del INEGI (2017) este trabajo investiga si existe una relación entre el haber crecido en un hogar sin un padre o una madre y la probabilidad de experimentar, cuando adulto, una separación en su propia familia. Se encontró que el riesgo de separación es mayor si la persona creció en un hogar no biparental, y que este riesgo es mayor para las personas que cohabitan y entre las generaciones más jóvenes.

Son varios los factores de riesgo de separación relacionados con haber vivido en un hogar no biparental y no hay alguno que predomine consistentemente sobre los otros. Los grupos con mayores riesgos de separación son los que acumulan varios de ellos. Por ejemplo, uno de los grupos con más posibilidades de separarse después de formar una familia son los que nacieron en un hogar monoparental, ya que se involucran dos efectos: el hecho de haber nacido sin un padre o madre y el número de años que vivió bajo dicha condición.

El uso de información retrospectiva de la trayectoria de vida nos permite averiguar que el riesgo de separación es mayor entre mayor

sea el número de años que el individuo creció sin uno de sus padres o si durante su infancia fue testigo de más de un cambio (transición) en la composición de su hogar. Este resultado resalta la importancia de crecer en un hogar estable para la formación de hogares estables en el futuro.

Ante el aumento acelerado en las tasas de separación en México (Ojeda y González, 2008), conocer el impacto de distintas características del hogar de origen en el riesgo de separación de los hijos al formar su propio hogar, así como la importancia relativa de cada una de ellas, sobre todo para los hogares más jóvenes, nos permite vislumbrar el futuro de las estructuras familiares en México.

Dado que, independientemente del tipo de hogar de origen (biparental o monoparental), casarse en lugar de unirse y postergar la edad de la primera unión son factores que reducen el riesgo de separación, acciones de política pública que promuevan el postergar la edad de la primera unión y fomenten el matrimonio sobre la cohabitación podrían tener un impacto positivo en reducir la transmisión intergeneracional del divorcio en México. Por lo tanto, dado el carácter intergeneracional de la separación en México, cualquier acción o política que permita reducir la desintegración familiar en el presente tendrá efectos positivos no solo en esta, sino también en las próximas generaciones.

Desafortunadamente, la Encuesta Demográfica Retrospectiva no incluye más información relevante sobre el desarrollo familiar del encuestado durante su infancia y adolescencia, como información retrospectiva de los ingresos del hogar, situaciones de violencia familiar (ya sea física o psicológica) o el motivo de separación de los padres, por lo que los resultados obtenidos podrían sobrestimar el impacto de la ausencia de uno o ambos padres en el riesgo de separación cuando adultos.

Similarmente, la encuesta solo obtiene información retrospectiva de uno de los adultos del hogar, por lo que no es posible saber si la otra persona en una relación también creció en un hogar no biparental. Amato (1996) y Wolfinger (2005) muestran evidencia en los Estados Unidos de que las parejas en donde ambos esposos crecieron en hogares monoparentales tienen una mayor probabilidad de separarse que las parejas donde únicamente uno de los esposos creció en un hogar monoparental. Si este fuera el caso para México, nuestros resultados podrían estar sobrestimados.

Como se menciona en la sección de resultados, es posible que la existencia de un sesgo de selección muestral causado por la endogeneidad en la separación de los padres pudiese sobrestimar los resul-

tados encontrados, además de no validar las inferencias causales. Es necesaria más investigación al respecto para poder corroborar dichas inferencias causales.

De igual forma, la probabilidad de separación es mayor en el caso de los que cohabitan que en el caso de los casados. Si bien esto se puede entender como una relación en la que se invierte menos al esperar una menor ganancia esperada y que, por tanto, es más probable una separación (Becker, 1973), para Bradatan y Kulczar (2008) la cohabitación es una alternativa anterior al matrimonio y una forma de estar soltero. En este sentido, una futura línea de investigación es si la condición de haber crecido en un hogar monoparental en México afecta la decisión del hijo de casarse o de cohabitar.

Finalmente, es probable que, conforme el divorcio o la separación se han vuelto más comunes en México, su aceptación social también haya aumentado. Por lo tanto, dados los cambios en la sociedad mexicana en las últimas décadas, es razonable pensar que los efectos observados de haber crecido en hogares no biparentales de la generación actual podrían sobrestimar los efectos que se observen en las generaciones futuras.

Referencias

- Albertini, M. y J. Dronkers. 2009. Effects of divorce on children's educational attainment in a Mediterranean and catholic society, *European Societies*, 11: 137-159.
- Amato, P.R. 1996. Explaining the intergenerational transmission of divorce, *Journal of Marriage and Family*, 58(3): 628-640.
- Amato, P.R. 2000. The consequences of divorce for adults and children, *Journal of Marriage and Family*, 62(4): 1269-1287.
- Amato, P.R. 2010. Research on divorce: Continuing trends and new developments, *Journal of Marriage and Family*, 72(3): 650-666.
- Amato, P.R. y B. Keith. 1991. Parental divorce and adult well-being: A meta-analysis, *Journal of Marriage and Family*, 53(1): 43-58.
- Amato, P.R. y S.E. Patterson. 2017. The intergenerational transmission of union instability in early adulthood, *Journal of Marriage and Family*, 79(3): 723-738.
- Amato, P. y J. Sobolewski. 2001. The Effects of divorce and marital discord on adult children's psychological well-being, *American Sociological Review*, 66(6): 900-921.
- Bandura, A. 2001. Social cognitive theory: An agentic perspective, *Annual Review of Psychology*, 52(1): 1-26.
- Becker, G.S. 1973. A theory of marriage: Part I, *Journal of Political Economy*, 81(4): 813-846.

- Becker, G.S., E.M. Landes y R.T. Michael. 1977. An economic analysis of marital instability, *Journal of Political Economy*, 85(6): 1141-1187.
- Bernardi, F. y J. Radl. 2014. The long-term consequences of parental divorce for children's educational attainment, *Demographic Research*, 30: 1653-1680.
- Bradatan, C. y L. Kulcsar. 2008. Choosing between marriage and cohabitation: Women's first union patterns in Hungary, *Journal of Comparative Family Studies*, 39(4): 491-507.
- Brons, M.D. y J. Härkönen. 2018. Parental education and family dissolution: A cross-national and cohort comparison, *Journal of Marriage and Family*, 80(2): 426-443.
- Bumpass, L.L., T.C. Martin y J.A. Sweet. 1991. The impact of family background and early marital factors on marital disruption, *Journal of Family Issues*, 12(1): 22-42.
- Cartwright, C. 2006. You want to know how it affected me? Young adults' perceptions of the impact of parental divorce, *Journal of Divorce and Remarriage*, 44(3/4): 125-143.
- Coleman, J.S. 1988. Social capital in the creation of human capital, *American Journal of Sociology*, 94: S95-S120.
- Corak, M. 2001. Death and divorce: The long-term consequences of parental loss on adolescents, *Journal of Labor Economics*, 19(3): 682-715.
- Cox, D.R. 1972. Regression models and life-tables, *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34(2): 187-202.
- Crowell, J.A., D. Treboux y S. Brockmeyer. 2009. Parental divorce and adult children's attachment representations and marital status, *Attachment and Human Development*, 11(1): 87-101.
- DeRose, L.F., G. Huarcaya, A. Salazar-Arango, M. Agurto, P. Corcuera, M. Gonzalvo-Cirac y C. Tarud. 2017. Children's living arrangements and on-time progression through school in Latin America and the Caribbean, *Journal of Family and Economic Issues*, 38: 184-203.
- Di Nallo, A. y D. Oesch. 2023. The intergenerational transmission of family dissolution: How it varies by social class origin and birth cohort, *European Journal of Population*, 39(1): 1-33.
- Diekmann, A. y H. Englehardt. 1999. The social inheritance of divorce: Effects of parents' family type in postwar Germany, *American Sociological Review*, 64: 783-793.
- Diekmann, A. y K. Schmidheiny. 2013. The intergenerational transmission of divorce: A fifteen-country study with the fertility and family survey, *Comparative Sociology*, 12: 211-235.
- Dronkers, J. y J. Härkönen. 2008. The intergenerational transmission of divorce in cross-national perspective: Results from the fertility and family surveys, *Population Studies*, 62: 273-288.
- Esteve, A., J. Garcia-Roman, R. Lesthaeghe y A. Lopez-Gay. 2012. The "second demographic transition" features in Latin America: The 2010 update, inédito.
- Fergusson, D.M., J.M. Boden y L.J. Horwood. 2007. Exposure to single parenthood in childhood and later mental health, educational, economic, and criminal behavior outcomes, *Archives of General Psychiatry*, 64(9): 1089-1095.

- Gähler, M., Y. Hong y E. Bernhardt. 2009. Parental divorce and union disruption among young adults in Sweden, *Journal of Family Issues*, 30(5): 688-713.
- Gratz M. 2015. When growing up without a parent does not hurt: Parental separation and the compensatory effect of social origin, *European Sociological Review*, 31(5): 546-557.
- Gustavsen, G.W., R.M. Nayga y X. Wu. 2016. Effects of parental divorce on teenage children's risk behaviors: Incidence and persistence, *Journal of Family and Economic Issues*, 37(3): 474-487
- Hernández, R.L. 2000. Las familias monoparentales: sus características y tipología, *Revista de Ciencias Sociales*, 4(90-91): 9-23.
- INEGI. 1997. *Los Hogares en México*, México, Instituto Nacional de Geografía y Estadística.
- INEGI. 2017. Encuesta de Retrospectiva Demográfica 2017, <https://www.inegi.org.mx/programas/eder/2017/>
- Kearney, M.S. 2022. The "college gap" in marriage and children's family structure, NBER Working Paper No. 30078.
- Kearney, M.S. y P.B. Levine. 2017. The economics of nonmarital childbearing and the marriage premium for children, *Annual Review of Economics*, 9(3): 27-52.
- Lang, K. y J.L. Zagorsky. 2001. Does growing up with a parent absent really hurt?, *Journal of Human Resources*, 36(2), 253-273.
- Lau, Y. 2007. Parent-child relationships, parental relationships and children's self-esteem in post-divorce families in Hong Kong, *Marriage and Family Review*, 42: 87-103.
- Lesthaeghe, R. 2010. The unfolding story of the second demographic transition, *Population and Development Review*, 36(2): 211-251.
- Li, J.C.A. y L.L. Wu. 2008. No trend in the intergenerational transmission of divorce, *Demography*, 45(4): 875-883.
- Liefbroer, A.C. y C.H. Elzinga. 2012. Intergenerational transmission of behavioural patterns: How similar are parents' and children's demographic trajectories?, *Advances in Life Course Research*, 17(1): 1-10.
- Liu, Y., J.B. Croft, D.P. Chapman, G.S. Perry, K.J. Greenlund, G. Zhao y V.J. Edwards. 2013. Relationship between adverse childhood experiences and unemployment among adults from five US states, *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 48: 357-369.
- Lyngstad, T.H. 2006. Why do couples with highly educated parents have higher divorce risk?, *European Sociological Review*, 22(1): 49-60.
- Lyngstad, T.H. y H. Engelhardt. 2009. The influence of offspring's sex and age at parents' divorce on the intergenerational transmission of divorce, Norwegian first marriages 1980-2003, *Population Studies*, 63(2): 173-185.
- Lyngstad T.H. y M. Jalovaara. 2010. A review of the antecedents of union dissolution, *Demographic Research*, 23(10): 257-292.
- Mandemakers, J. y M. Kalmijn. 2014. Do mother's and father's education condition the impact of parental divorce on child well-being?, *Social Science Research*, 44: 187-199.
- McLanahan, S. y G. Sandefur. 1994. *Growing up with a Single Parent. What Hurts, What Helps*, Massachusetts, Harvard University Press.

- Ojeda, N. y E. González Fagoaga. 2008. Divorcio y separación conyugal en México en los albores del siglo XXI, *Revista Mexicana de Sociología*, 70(1): 111-145.
- Poortman, A.R. y M. Mills. 2012. Joint investments in marriage and cohabitation: The role of legal and symbolic factors, *Journal of Marriage and Family*, 74(2): 357-376.
- Pougnnet, E., L.A. Serbin, D.M. Stack, J.E. Ledingham y A.E. Schwartzman. 2012. The intergenerational continuity of fathers' absence in a socioeconomically disadvantaged sample, *Journal of Marriage and Family*, 74(3): 540-555.
- Radl, J., L. Salazar y H. Cebolla-Boado. 2017. Does living in a fatherless household compromise educational success? A comparative study of cognitive and non-cognitive skills, *European Journal of Population*, 33: 217-242.
- Rasquin, J. 2020. The intergenerational effect of divorce on adult children: Father involvement and nurturance, parenting styles, and life satisfaction, Tesis de Doctorado, Albizu University.
- Roper, S.W., S.T. Fife y R.B. Seedall. 2020. The intergenerational effects of parental divorce on young adult relationships, *Journal of Divorce and Remarriage*, 61(4): 249-266.
- Ryan, S., K. Franzetta, E. Schelar y J. Manlove. 2009. Family structure history: Links to relationship formation behaviors in young adulthood, *Journal of Marriage and Family*, 71(4): 935-953.
- Schaan, V.K., A. Schulz, H. Schächinger y C. Vögele. 2019. Parental divorce is associated with an increased risk to develop mental disorders in women, *Journal of Affective Disorders*, 257: 91-99.
- Schoenfeld, D. 1980. Chi-squared goodness-of-fit tests for the proportional hazards regression model, *Biometrika*, 67(1): 145-153.
- Segrin, C., M.E. Taylor y J. Altman. 2005. Social cognitive mediators and relational outcomes associated with parental divorce, *Journal of Social and Personal Relationships*, 22(3): 361-377.
- Shriner, M., R.L. Mullis y B.M. Shriner. 2010. Variations in family structure and school-age children's academic achievement: A social and resource capital perspective, *Marriage and Family Review*, 46, 445-467.
- Smith, C., L. Strohschein y R. Crosnoe. 2018. Family Histories and teen pregnancy in the United States and Canada, *Journal of Marriage and Family*, 80(5): 1244-1258.
- Stevenson, B y J. Wolfers. 2006. Bargaining in the shadow of the law: Divorce laws and family distress, *The Quarterly Journal of Economics*, 121(1): 267-288.
- Sumaza, C.R. y T.L. Rodríguez. 2003. Un análisis del concepto de familia monoparental a partir de una investigación sobre núcleos familiares monoparentales, *Revista de Sociología*, 69: 59-82.
- Teachman, J.D. 2002. Stability across cohorts in divorce risk factors, *Demography*, 39(2): 331-352. Teachman, J.D. 2004. The childhood living arrangements of children and the characteristics of their marriages, *Journal of Family Issues*, 25(1): 86-111.
- Todesco, L. 2013. Family social background and marital instability in Italy. Do parental education and social class matter?, *Social Science Journal*, 50: 112-126.

- Tuirán, R. 1993. Vivir en familia: hogares y estructura familiar en México, 1976-1987, *Comercio Exterior*, 43(7): 662-676.
- Wagner, M. y B. Weiss. 2006. On the variation of divorce risks in Europe: Findings from a metaanalysis of European longitudinal studies, *European Sociological Review*, 22(5): 483-500.
- Wolfinger, N.H. 2000. Beyond the intergenerational transmission of divorce: Do people replicate the patterns of marital instability they grew up with?, *Journal of Family Issues*, 21(8): 1061-1086.
- Wolfinger, N.H. 2005. *Understanding the Divorce Cycle: The Children of Divorce in their Own Marriages*, Inglaterra, Cambridge University Press.
- Wolfinger, N.H. 2011. More evidence for trends in the intergenerational transmission of divorce: A completed cohort approach using data from the general social survey, *Demography*, 48: 581-592.