

Índice

Presentación	7
Participación laboral femenina y disponibilidad de guarderías públicas en el Brasil	13
<i>Helena Cruz Castanheira</i>	
La expansión educativa en la Argentina, Chile y el Uruguay y su incidencia en la edad al primer nacimiento	41
<i>Mathías Nathan</i>	
¿“Ni muy muy ni tan tan”? Situación y evolución de la natalidad de la provincia de Córdoba (Argentina) en el contexto de la pandemia de COVID-19	73
<i>Bruno Ribotta, Enrique Peláez, Laura Acosta, Lucía Andreozzi, Leandro González, Lucas Vanoli Faustinelli, Malena Piancatelli</i>	
Seguridad alimentaria e informalidad laboral: un estudio de hogares mexicanos a nivel estatal (2018-2022)	91
<i>Daniel Lozano Keymolen, Sergio Cuauhtémoc Gaxiola Robles Linares</i>	
Un enfoque secuencial y espacial a las precipitaciones extremas y las condiciones sociodemográficas relacionadas con los desastres naturales en la región semiárida del Brasil	111
<i>Gilvan Guedes, Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha, Lara de Melo Barbosa Andrade, Daniele Tôrres Rodrigues, Albert Smith Feitosa Suassuna Martins</i>	
Estabilidad de las cohabitaciones conyugales en México: cambios y permanencias en el tiempo	149
<i>Justo Rojas López</i>	
El gradiente educativo de la disolución conyugal en el Ecuador	173
<i>Adriana Robles</i>	
Familia multinuclear, ¿la nueva forma de la recomposición familiar?: una estimación a partir de la información proporcionada por los hijos en México	193
<i>Carlos Fernández Moreno</i>	

El gradiente educativo de la disolución conyugal en el Ecuador

Adriana Robles¹

Recibido: 12/03/2024

Aceptado: 23/04/2024

Resumen

El objetivo de este estudio es analizar el gradiente educativo de la disolución conyugal de la primera unión de las mujeres en el Ecuador. Utilizando datos de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018 y el análisis de historia de eventos, se observó que, de forma univariada o controlando por cohorte de nacimiento, edad a la primera unión y número de hijos, las mujeres con educación media y superior tienen un mayor riesgo de disolución conyugal frente a aquellas con educación básica. Al controlar por actividad económica y área de residencia, el efecto del nivel educativo medio se reduce y el del nivel educativo superior deja de ser significativo. La relación entre educación y disolución está, entonces, mediada por el acceso a recursos que posibilitan a las mujeres finalizar uniones conyugales no satisfactorias y por barreras que lo impiden. Estos son hallazgos relevantes en un contexto de desigualdad económica y de género como el ecuatoriano.

Palabras clave: mujeres, educación de la mujer, divorcio, separación, dinámica de la población, estadísticas de la educación, estadísticas demográficas, Ecuador.

¹ Maestra en Demografía y Doctoranda en Estudios de Población en el Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales (CEDUA) de El Colegio de México. Correo electrónico: arrobles@colmex.mx.

Abstract

This study aims to analyse the education gradient in the dissolution of first marital unions among women in Ecuador. Using data from the 2018 National Health and Nutrition Survey and event history analysis, the results show that women with secondary and higher education have a higher risk of marital dissolution compared to those with basic education, both when applying a univariate analysis and controlling for birth cohort, age at first union and number of children. When controlling for economic activity and area of residence, the effect of the level of secondary education is reduced and that of the level of higher educational is no longer significant. The relationship between education and marital dissolution is thus mediated by access to resources that enable women to end unsatisfactory marital unions and by barriers that prevent them from doing so. These findings are relevant in the context of economic and gender inequality in Ecuador.

Keywords: women, women's education, divorce, separation, population dynamics, educational statistics, demographic statistics, Ecuador.

Résumé

L'objectif de cette étude est de mesurer le gradient éducationnel de la dissolution du mariage lors de la première union des femmes en Équateur. À partir des données de l'Enquête nationale sur la santé et la nutrition (ENSANUT) 2018 et d'une analyse de l'historique des événements, on observe que, de manière univariée ou en tenant compte de la cohorte de naissance, de l'âge de la première union et du nombre d'enfants, les femmes possédant un niveau d'éducation moyen ou supérieur ont un risque plus élevé de dissolution du mariage que celles qui ont un niveau éducatif de base. En tenant compte de l'activité économique et de la zone de résidence, l'effet du niveau moyen d'éducation diminue et l'effet de l'enseignement supérieur n'est plus significatif. La corrélation entre le niveau d'éducation et la dissolution est donc fonction de l'accès aux ressources qui permettent aux femmes de rompre des unions maritales insatisfaisantes, ainsi que des obstacles qui les empêchent de le faire. Ces conclusions sont pertinentes dans un contexte d'inégalité économique et de genre, comme celui de l'Équateur.

Mots clés : femmes, éducation des femmes, divorce, séparation, dynamique de la population, statistiques de l'éducation, statistiques démographiques, Équateur.

Introducción

En las últimas décadas se ha documentado un incremento de las separaciones y los divorcios en América Latina y se ha tratado de entender los factores asociados a este fenómeno en la región; entre ellos, el nivel educativo (Cabella, 2010; Pérez Amador, 2008; Pérez Amador y Ojeda de la Peña, 2016; Salinas, 2018). Los datos sobre la disolución de uniones en América Latina son relevantes no solo por ser esta una de las características de los sistemas de nupcialidad (Fussell y Palloni, 2004), sino también porque brindan elementos empíricos para una discusión crítica y contextualizada de las distintas corrientes teóricas que explican el incremento de los niveles de separación y divorcio, y la forma en que factores como la educación se vinculan con la disolución conyugal.

Durante la segunda mitad del siglo XX, se propusieron varias explicaciones sobre la relación entre el divorcio y la educación (como marcador del nivel socioeconómico). Goode (1963), por ejemplo, argumenta que los costos asociados a la disolución podrían ser un elemento que interviene en esta relación. En sociedades con barreras al divorcio, incluidos marcos legales que lo dificultan, las mujeres de bajo nivel educativo podrían verse disuadidas de divorciarse. A medida que las barreras se reducen y las tasas de divorcio se incrementan, el divorcio tendría mayor incidencia en los niveles educativos bajos. Becker (1981), por su parte, afirma que los mayores niveles educativos incrementan la inserción de las mujeres en el mercado laboral, lo que hace que ganen independencia económica y se reduzcan las ganancias económicas del matrimonio. Esto, a su vez, facilitaría el divorcio. Oppenheimer (1994) propone que los recursos que aportan las mujeres con un alto nivel educativo son cada vez más importantes en el hogar, tanto en términos económicos como en lo que se refiere al capital educativo y cultural para la reproducción social, aportes que podrían desalentar a los hombres de divorciarse (Härkönen y Dronkers, 2006).

De acuerdo con la teoría de la segunda transición demográfica (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 2014), existe un cambio de valores y actitudes respecto del significado y la importancia de la unión y, vinculado a ello, un incremento de la disolución, primero entre quienes tienen un mayor nivel educativo, y posteriormente, por un efecto de difusión, en el resto de la población (Raymo, Fukuda y Iwasawaet, 2013). Por otra parte, la teoría de la revolución de género (Goldscheider, Bernhardt y Lappegårdet, 2015) se plantea si, en realidad, el incremento del divorcio, al igual que otras tendencias, responde a cambios de valores y a la satisfacción de necesidades de orden superior o a cambios estructurales en las relaciones de género, que son producto, principalmente, de la incorporación de la mujer al mercado laboral. En el postulado de la revolución de género, una mayor participación de la mujer en la esfera pública incide en la estabilidad de la unión debido a un cambio estructural en las relaciones entre hombres y mujeres (Goldscheider, Bernhardt y Lappegårdet, 2015, pág. 211). Si hay una relación positiva entre educación y participación en el mercado laboral, entonces se prevé que el gradiente entre educación y disolución será positivo. Ruiz-Vallejo y Solsona i Pairó (2021) ofrecen una revisión muy completa de la aproximación a estas corrientes en la producción latinoamericana sobre la disolución conyugal.

En los estudios de países con un elevado nivel de renta per cápita, los resultados son mixtos. En países como Australia, los Estados Unidos, el Japón, Noruega y la República de Corea, los datos apuntan a una relación negativa (Härkönen y Dronkers, 2006; Musick y Michelmores, 2018; Park y Raymo, 2013; Raymo, Fukuda y Iwasawa, 2013). En otros países como Francia, en cambio, se ha observado una relación positiva (Härkönen y Dronkers, 2006).

Al igual que en el grupo de países con un elevado nivel de renta per cápita, los datos referidos a América Latina son mixtos. En México, Pérez Amador (2008 y 2016) y Solís y Ferraris (2014) encontraron una relación positiva entre el nivel educativo y el riesgo de disolución conyugal. Sin embargo, en cohortes más recientes de mujeres, Pérez Amador y Ojeda de la Peña (2016) hallaron una relación negativa. En el Uruguay, Cabella (2010) observó que no existe una relación significativa entre el nivel educativo de las mujeres y el riesgo de divorcio. La autora señala que este resultado podría indicar que, en el caso uruguayo, ni el nivel socioeconómico individual ni una mayor seguridad económica son buenos predictores de la estabilidad de las uniones, como lo serían, por ejemplo, el tipo de unión o la edad de ingreso a la unión, y que el divorcio no es necesariamente un fenómeno que ocurra en un estrato social en particular. En Chile, Salinas (2018) analizó el nivel educativo de los padres de los integrantes de la pareja como indicador indirecto (*proxy*) del origen socioeconómico y observó una relación positiva: quienes tenían padres con nivel educativo superior presentaban un mayor riesgo de disolución en comparación con las personas cuyos padres tenían educación primaria.

En la región andina, se pueden mencionar los estudios de Casique (2000) y de (Zamudio y Rubiano, 1991, citado en Ruiz-Vallejo y Solsona i Pairó, 2021). En el caso de las mujeres urbanas en la República Bolivariana de Venezuela (particularmente en la Región Capital), Casique (2000) no observa una relación significativa entre educación y disolución conyugal. Sin embargo, cuando considera la edad de la mujer a la primera unión, la duración de la unión y variables sobre su participación laboral, la relación es negativa. Al controlar por la presencia de hijos durante los primeros cinco años de la unión, la relación toma forma de U, de modo que las mujeres que tienen educación secundaria tienen menor riesgo de disolución que las que tienen educación primaria o ninguna y educación superior. Esta forma del gradiente también se observó en Colombia al utilizar datos de la década de 1980 (Zamudio y Rubiano, 1991, citado en Ruiz-Vallejo y Solsona i Pairó, 2021).

Si bien estos estudios dan cuenta de esta relación en la región andina, no existen datos recientes del fenómeno, lo que resulta relevante a la luz de la expansión educativa que ha tenido lugar en las últimas décadas, particularmente en el caso de las mujeres (Barro y Lee, 2013; Parro, 2012). Además, América Latina en su conjunto —no solo la región andina— se constituye en un interesante caso de estudio, ya que la unión consensual (unión de hecho o unión libre) ha sido tradicionalmente importante en la región en el proceso de formación de uniones y presenta mayor inestabilidad en comparación con el matrimonio. El incremento de la unión consensual en todos los estratos socioeconómicos registrado en las últimas décadas (Binstock y Cabella, 2011; Esteve, Lesthaeghe y A. López-Gay, 2012 y 2016; Pérez Amador y Esteve, 2012) podría transformar el gradiente educativo de la disolución conyugal, lo que hace necesario profundizar en el estudio de la relación entre disolución y educación (Cherlin, 2017).

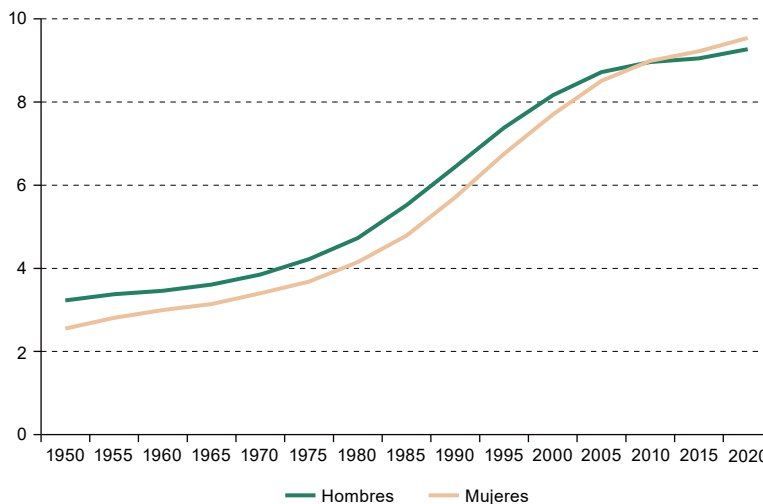
El objetivo de este estudio es contribuir a la discusión desde un acercamiento al gradiente educativo de la disolución conyugal en el caso ecuatoriano. Para analizar la relación entre educación y disolución conyugal, se utilizó la información retrospectiva de una muestra de mujeres unidas nacidas entre 1968 y 2000, con base en la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018 y un análisis de historia de eventos en tiempo discreto, a fin de estimar la probabilidad de disolución de la primera unión y evaluar en qué medida dicha probabilidad se relaciona con el nivel educativo en el Ecuador.

A. Contexto ecuatoriano

1. Expansión educativa

Durante las últimas décadas del siglo XX, la estructura educativa de la población de América Latina atravesó un importante cambio. En el Ecuador, así como en muchos otros países latinoamericanos, se incrementaron de manera significativa los años de escolaridad, y la población con educación secundaria y superior aumentó también notablemente (Aedo y Walker, 2012; Barro y Lee, 2013). En 1950, una mujer de 40 a 44 años tenía, en promedio, 2,6 años de escolaridad, mientras que, en 2020, ese promedio se incrementó a 9,5 años (Lutz y otros, 2018) (véase el gráfico 1).

Gráfico 1
Ecuador: promedio de escolaridad del grupo de edad de 40 a 44 años, por sexo, 1950-2020
(En años)



Fuente: Wittgenstein Centre Human Capital Data Explorer (WCDE) y W. Lutz y otros, "Demographic and human capital scenarios for the 21st Century: 2018 assessment for 201 countries", Oficina de Publicaciones de la Unión Europea, 2018.

El proceso de expansión educativa se dio por diversas vías: mayor urbanización e incremento de la infraestructura educativa en las principales ciudades del país; ampliación de la clase media; mayor desarrollo de los sectores secundario y terciario, que se tradujo en un aumento de la demanda de mano de obra calificada, e implementación de políticas de desarrollo, entre otras (Aedo y Walker, 2012; Schofer y Meyer, 2005; Schwartzman, 2020). La expansión, sin embargo, no ha estado exenta de retos. Si bien esta fue notable a nivel primario, el grado de culminación del nivel educativo secundario aún es bajo en comparación con otras regiones (Correa, 2018), y lo mismo ocurre con el nivel de acceso a la educación terciaria, que está marcado por la desigualdad económica (San Juan y Esteve, 2019).

Durante el proceso de expansión que se dio en la segunda mitad del siglo pasado, los hombres tenían una ventaja educativa frente a las mujeres. Sin embargo, al igual que en otras regiones del mundo (Parro, 2012; Psaki, McCarthy y Mensch, 2018; UNESCO, 2013), la educación de las mujeres se incrementó con mayor velocidad en las últimas décadas, de manera que la brecha educativa se redujo y hasta se revirtió: en la actualidad, las mujeres tienen una ventaja educativa en comparación con los hombres.

2. Uniones y disoluciones en las últimas décadas a partir de información censal y registros administrativos

En el cuadro 1 se detalla la distribución de mujeres y hombres de 40 a 44 años según su situación conyugal, sobre la base de la información de los últimos seis censos. Se puede observar una reducción de los niveles de matrimonio y un incremento de la unión consensual, mientras que los niveles de soltería en este grupo de edad se han mantenido relativamente estables desde la ronda de 1970². En cuanto a la disolución voluntaria (aquella que no incluye la viudez), se observa un incremento de la proporción de hombres y mujeres separados y divorciados a lo largo del tiempo. En el censo de 1974, el 5% de las mujeres de 40 a 44 años se encontraban separadas o divorciadas en el momento del censo, mientras que, en 2022, este porcentaje fue superior al 13%. En el caso de los hombres, el porcentaje se incrementó del 2% al 9%.

² Los niveles de soltería de las mujeres de 40 a 44 años entre las rondas de 1970 y 2010 se han situado en torno a los 12 puntos porcentuales. Un comportamiento similar se observa entre los hombres. Sin embargo, en el censo de 2022, este porcentaje casi se duplicó en ambos casos. Este incremento es atípico en el caso de esta variable, por lo que se sugiere utilizar con precaución la información de situación conyugal de esta ronda y contextualizarla con los datos de las rondas anteriores, así como con valores de otros países de la región. En el momento de la elaboración del presente artículo, el censo de 2022 aún se estaba evaluando y existían debates sobre su calidad, por lo que los datos deben tomarse con precaución.

Cuadro 1
**Ecuador: distribución de la población de 40 a 44 años según situación conyugal,
 por año censal y sexo**
 (En porcentajes)

Situación conyugal	1974	1982	1990	2001	2010	2022
Mujeres						
Casada	60,3	60,1	59,4	53,7	48,8	40,7
Unida	18,1	19,6	19,0	21,1	23,0	22,3
Separada	4,0	3,6	3,8	6,1	8,8	7,5
Divorciada	1,0	1,5	2,2	3,1	3,9	6,4
Viuda	5,0	4,6	3,8	3,1	2,5	1,9
Soltera	11,5	10,6	10,8	12,8	12,9	21,4
Total	100	100	100	100	100	100
Hombres						
Casado	65,2	65,3	64,4	57,6	50,6	42,9
Unido	20,1	22,1	22,3	24,9	27,2	27,1
Separado	1,5	1,4	1,3	2,8	5,8	4,6
Divorciado	0,5	0,6	0,9	1,9	2,3	4,2
Viudo	1,8	1,4	1,0	0,8	0,7	0,5
Soltero	11,0	9,2	9,1	11,9	13,3	20,7
Total	100	100	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos, Censos de Población y Vivienda, 1990, 2001, 2010 y 2022, y Naciones Unidas, World Marriage Data 2019, para 1974 y 1982.

Los registros administrativos también dan cuenta de un incremento del divorcio en los últimos años. De acuerdo con el *Registro Estadístico de Matrimonios y Divorcios 2022* (INEC, 2022), en 2000, se registraron 0,9 divorcios por cada 1.000 habitantes, mientras que, en 2022, la tasa fue de 1,4 divorcios por cada 1.000 habitantes.

3. Marco legal de la disolución conyugal en el Ecuador

El marco normativo sobre las formas de disolver una unión en el Ecuador ha sufrido grandes modificaciones en las últimas décadas. En el primer Código Civil de 1860, el matrimonio se disolvía solo por la muerte de uno de los cónyuges y, en otras situaciones, como casos de adulterio por parte de la mujer, era potestad de la Iglesia decidir dicha disolución. En 1903, en el marco de la Revolución Liberal, se expidió la Ley de Matrimonio Civil, en la que se permitía el divorcio, al ser el matrimonio un hecho civil y ya no religioso. En el Código Civil de 1970, se estipulaban cuatro vías para dar por terminado un matrimonio: i) la muerte de uno de los cónyuges, ii) una sentencia que, al ser declarado uno de los cónyuges como desaparecido, otorgara al otro la posesión de sus bienes, iii) la nulidad del matrimonio y iv) el divorcio. También se estipulaba el divorcio por mutuo consentimiento ante un juez y tras una audiencia de conciliación (Gobierno del Ecuador, 1970).

Estas vías de disolución se mantuvieron en el Código Civil de 2005 (Gobierno del Ecuador, 2005), que aún se encuentra vigente. Sin embargo, varias reformas y reglamentos de reciente aprobación facilitan los mecanismos para llevar a cabo el proceso administrativo. Por ejemplo, en diciembre de 2023, se publicó en el Registro Oficial el “Reglamento de divorcio o la terminación de la unión de hecho por mutuo consentimiento en las notarías a nivel nacional” (Gobierno del Ecuador, 2023). En esta norma, se establece la posibilidad de divorcio y terminación de uniones consensuales por mutuo acuerdo mediante vía notarial, con lo que se simplifica el trámite de divorcio. Aún se desconoce el efecto de la aprobación de dicha norma en la evolución de los divorcios. En términos estadísticos, en el Reglamento se estipula que la disolución de matrimonios y uniones de hecho se inscribe en el Registro Civil, lo que en el futuro podría facilitar la creación de un registro estadístico no solo de divorcios sino también de terminaciones de uniones consensuales.

B. Datos, variables y método

1. Datos y variables

El análisis se realizó sobre la base de la ENSANUT 2018, una encuesta de alcance nacional que permite desagregar resultados por área de residencia (urbana o rural) y provincia. Uno de los módulos de la encuesta está dirigido a mujeres de 10 a 49 años e incluye preguntas retrospectivas en las que se registra información sobre la fecha de la primera unión, si se ha tenido más de una unión y la duración de la situación conyugal declarada en el momento de la encuesta. El tamaño de la muestra de este módulo es de 48.700 mujeres. Esta batería de preguntas permite conocer, en el caso de las que solo han tenido una primera unión, la duración de dicha unión y la edad a la que se separaron o divorciaron. Además, la encuesta ofrece información sobre características como el nivel educativo, su condición de actividad económica, su paridez y el área de residencia en el momento de la encuesta.

Para el análisis, se seleccionaron mujeres que alguna vez habían estado unidas, que señalaron haber estado unidas una vez e informaron la fecha de la primera unión (se seleccionaron 14.990 mujeres de la muestra). De ellas, se excluyeron las viudas al momento de la entrevista (305 mujeres)³, y se seleccionaron las nacidas entre 1968 y 2000 (66 mujeres se excluyeron de la muestra). Asimismo, se excluyeron las observaciones con errores en la fecha de la unión (64 mujeres excluidas) y que no contaban con información sobre una

³ Se excluyeron de la muestra las mujeres que habían estado alguna vez unidas y habían tenido dos o más uniones debido a que no se contaba con información detallada de la historia de las uniones, por lo que no era posible saber la duración de la primera unión (es decir, no se contaba con información sobre el momento en el que se había disuelto la primera unión). Con respecto a las viudas, se las excluyó de la muestra analítica, independientemente de si habían tenido una o más uniones. En el caso de las viudas de la primera unión, no se las consideró porque la disolución involuntaria no forma parte del estudio. Quienes eran viudas y habían tenido dos o más uniones no se incluyeron por la razón expuesta anteriormente, es decir, que no se contaba con la historia de las uniones y no era posible saber si las disoluciones previas habían sido voluntarias o involuntarias, además de no conocerse el momento de disolución de la primera unión.

o más de las variables utilizadas (349 mujeres excluidas). Por último, se seleccionaron las mujeres cuya unión había durado 20 años o menos (1.780 mujeres excluidas). Con estas consideraciones, la muestra analítica se compone de 12.426 mujeres, 101.052 años-persona vividos y 1.325 eventos (disoluciones mediante separación o divorcio).

La variable clave corresponde al nivel educativo, una variable categórica que consigna el nivel educativo más elevado con el que se cuenta en el momento de la encuesta. La variable se compone de tres niveles: educación básica o inferior, educación media y educación universitaria o superior. Se utilizó la educación básica como categoría de referencia⁴.

También se incorporaron variables de control: cohorte de nacimiento, edad a la primera unión, número de hijos nacidos vivos, condición de actividad económica y área de residencia. La variable de cohorte de nacimiento está conformada por tres categorías: mujeres que nacieron entre 1968 y 1978, entre 1979 y 1989 y entre 1990 y 2000. La cohorte mayor (1968-1978) corresponde a la categoría de referencia. La edad a la primera unión se incorpora como variable categórica: mujeres que se unieron antes de los 18 años, mujeres que se unieron entre los 18 años y los 24 años y mujeres que se unieron a los 25 años y más. Las mujeres que se unieron antes de los 18 años corresponden a la categoría de referencia. El número de hijos nacidos vivos se incorporó en tres categorías: mujeres que no tienen hijos, mujeres que tienen uno o dos hijos y mujeres que tienen tres hijos o más. Las mujeres que no tienen hijos pertenecen a la categoría de referencia. La condición de actividad económica se incorporó como una variable dicotómica según si la mujer informó de alguna actividad económica como empleada, por cuenta propia o como patrona. Por último, se incorporó el área de residencia como una variable dicotómica, en que el área urbana es la categoría de referencia. Si bien el tipo de unión (matrimonio o unión libre) ha demostrado ser una variable relacionada con la disolución, como en los casos de México (Pérez Amador y Ojeda de la Peña, 2016) y el Uruguay (Cabella, 2010), no fue posible incorporarla, ya que no se conoce la situación conyugal previo a la disolución. Solo se cuenta con el dato de la situación conyugal en el momento de la entrevista y no es posible determinar cuál es el tipo de unión en el caso de las mujeres que señalan haber tenido una unión y que en el momento de la entrevista están solteras, separadas o divorciadas.

Cuadro 2
Características de la muestra de mujeres unidas una vez
(En número y porcentajes)

Variabes	Casos	Porcentajes
Nivel educativo		
Educación básica	3 588	29
Educación media	5 374	43
Educación superior	3 464	28

⁴ Los análisis se realizaron con una categorización alternativa del nivel educativo (primaria, secundaria y universidad o más) y se obtuvieron resultados similares.

Variables	Casos	Porcentajes
Cohorte de nacimiento		
1968-1978	1 307	11
1979-1989	5 424	44
1990-2000	5 695	46
Edad a la primera unión		
10 a 17 años	2 995	24
18 a 24 años	6 514	52
25 años y más	2 917	23
Número de hijos		
Sin hijos	814	7
1 o 2 hijos	8 287	67
3 hijos o más	3 325	27
Actividad económica		
Con actividad económica	6 649	54
Sin actividad económica	5 777	46
Área de residencia		
Urbana	8 299	67
Rural	4 127	33
Situación conyugal en el momento de la entrevista		
Unida (casada, unión libre, unión de hecho)	11 101	89
No unida (divorciada, separada, soltera)	1 325	11
Total	12 426	100

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018.

2. Estrategia analítica

Se realizó un análisis de historia de eventos para examinar la relación entre el nivel educativo y el riesgo de disolución de la unión (Allison, 2014). Para estimar la probabilidad de ocurrencia del evento de disolución de la primera unión en el tiempo t , dado que no ha ocurrido hasta el tiempo $t-1$ y considerando las características de las mujeres, se utilizaron modelos en tiempo discreto. La unidad de análisis es el año-persona vivido de las informantes durante la exposición al riesgo a la ocurrencia del evento. La unidad de tiempo es la duración de la unión en años y la función de riesgo se modela mediante una función cuadrática. El inicio de exposición al riesgo corresponde al ingreso a la primera unión y finaliza con la ocurrencia del evento (disolución de la primera unión mediante separación o divorcio). En el caso de aquellas mujeres que no han experimentado dicho evento, las observaciones se truncan en el momento de la encuesta o a los 20 años de duración de la unión, momento en que se censura a las mujeres que no han disuelto la unión.

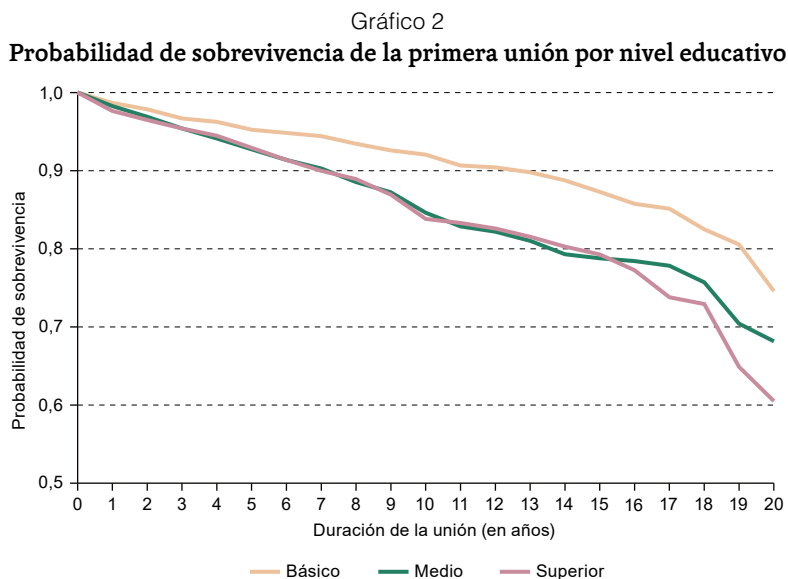
Inicialmente, se realiza un análisis descriptivo de las funciones de sobrevivencia de las primeras uniones según su duración por nivel educativo y cohorte de nacimiento. En el análisis multivariado, se realiza la estimación de modelos anidados. En un primer modelo, se observa el efecto univariado del nivel educativo sobre el riesgo de disolución de la unión.

En los sucesivos modelos, se incorporan de manera paulatina los efectos aditivos de la cohorte de nacimiento, la edad a la primera unión, el número de hijos, la condición de actividad económica y el área de residencia⁵.

C. Resultados

1. Análisis descriptivo

La probabilidad de disolver la primera unión es mayor entre las mujeres con educación media y alta. En el gráfico 2 se presentan las probabilidades de sobrevivencia de la primera unión. Se observa que las dos categorías educativas superiores tienen menores niveles de sobrevivencia con respecto a las mujeres con nivel educativo básico, y esta diferencia aumenta a medida que se incrementa la duración de la unión. A los 15 años de duración de la primera unión, el 13% de las uniones de mujeres con educación básica se habían extinguido, mientras que esto ocurría en el 21% de las uniones de mujeres con nivel educativo medio y superior.

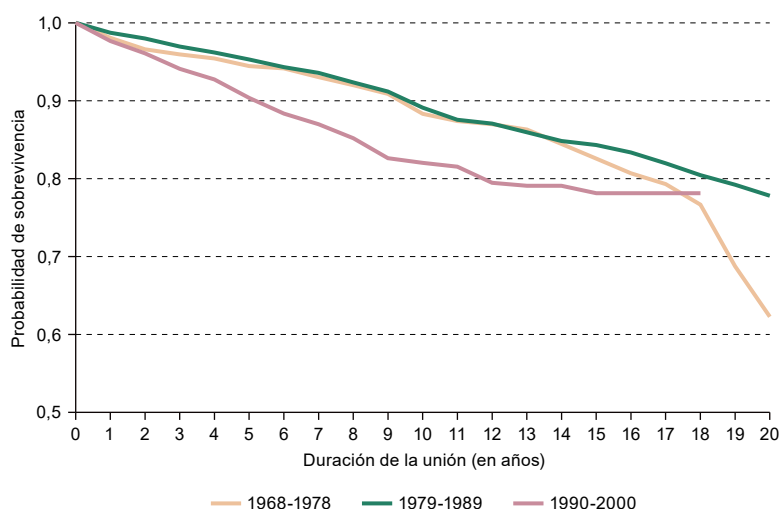


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018.

⁵ Para evaluar la bondad de ajuste de los modelos se utilizó el criterio de información bayesiano (BIC), con n igual al número de eventos (Raftery, 1995), y se interpretaron las diferencias entre modelos utilizando los criterios propuestos por Raftery (1995, pág. 139).

El gráfico 3 presenta las probabilidades de sobrevivencia de la primera unión según su duración en años por cohorte de nacimiento. Las dos cohortes mayores tienen niveles y tendencias similares, mientras que la cohorte más joven (1990-2000) es la que presenta los menores niveles de sobrevivencia, lo que muestra, como ocurre en otros países de la región, una mayor inestabilidad de la unión en cohortes recientes. Por ejemplo, a los diez años de duración de la unión, alrededor del 11% de las uniones de las mujeres de las dos cohortes mayores se habían extinguido, mientras que, en el caso de las uniones de las mujeres de la cohorte más joven, esta proporción fue del 18%.

Gráfico 3
Probabilidad de sobrevivencia de la primera unión por cohorte de nacimiento



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018.

2. Análisis de historia de eventos

En el cuadro 3 se presentan los cocientes de probabilidades (*odds ratios*) estimados a partir de los modelos de historias de eventos de la disolución de la primera unión. En el primer modelo se incluye el nivel educativo y sucesivamente se insertan controles para evaluar si el efecto de la educación varía en magnitud y sentido. El primer modelo presenta el efecto del nivel educativo sobre el riesgo de disolución de la primera unión sin ningún control. De conformidad con lo observado en el análisis descriptivo, las mujeres con educación básica presentan menor riesgo de disolver su primera unión. A cada momento de duración, las mujeres con educación media y superior tienen un 81% y un 75% más de riesgo, respectivamente, de disolver la unión en comparación con sus pares con educación básica.

Cuadro 3
Cocientes de probabilidades (*odds ratios*) estimados a partir de modelos de historias de eventos en tiempo discreto de la disolución de la primera unión

Variables	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Nivel educativo (ref.: educación básica)						
Media	1,8094***	1,6922***	1,6620***	1,5543***	1,4711***	1,3771***
Superior	1,7542***	1,8720***	1,7718***	1,5621***	1,1924*	1,0800
Cohorte de nacimiento (ref.: 1968-1978)						
1979-1989		0,7581***	0,8504	0,8179*	0,8547	0,8590
1990-2000		1,6242***	1,9778***	1,6032***	1,9445***	1,9818***
Edad a la primera unión (ref.: 10 a 17 años)						
18 a 24 años			1,1320	1,0811	1,0315	1,0305
25 años y más			1,3799**	1,2263	1,2032	1,1996
Número de hijos (ref.: sin hijos)						
1 o 2 hijos				0,6145***	0,6825**	0,6928**
3 hijos o más				0,3664***	0,4173***	0,4270***
Sin actividad económica					0,3208***	0,3198***
Área de residencia rural						0,7320***
Duración	0,8564***	0,8923***	0,8976***	0,9076***	0,9039***	0,9039***
Duración al cuadrado	1,0101***	1,0090***	1,0090***	1,0090***	1,0090***	1,0090***
Constante	0,0125***	0,0101***	0,0077***	0,0169***	0,0232***	0,0264***
Criterio de información bayesiano (BIC)	13 982,5	13 870,9	13 876,2	13 810,8	13 506,0	13 490,3

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018.

Nota: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. Años-persona vividos: 101.052. Número de eventos: 1.325. Ref.: categoría de referencia.

En el modelo 2 se añade la cohorte de nacimiento. Como se indica en el gráfico 3, la cohorte más joven presenta un mayor riesgo de disolución: un 62% más que la cohorte mayor. Por otra parte, la cohorte intermedia tiene un riesgo un 24% menor de disolución que la cohorte mayor. La incorporación de la cohorte de nacimiento no modifica la relación positiva y significativa del nivel educativo con el riesgo de disolución de la unión. En el tercer modelo se añade la edad a la primera unión. Se observa que no hay diferencias significativas entre las mujeres que se unieron antes de los 18 años y las que se unieron entre los 18 años y los 24 años. Sin embargo, sí existe una diferencia significativa respecto de las que se unieron después de los 25 años, ya que estas tienen un 38% más de riesgo de disolver la unión⁶. Tras incorporar este control, aún se mantiene el gradiente positivo de la

⁶ El resultado de la variable de edad en el momento de la primera unión llama la atención. Se realizaron pruebas modificando la categoría de referencia de la variable en los modelos 3 y 6, usando tanto la categoría intermedia como la superior. En el modelo 3, la relación se mantiene (es decir, hay un mayor riesgo de disolución entre quienes se unieron a los 25 años y más), mientras que en el modelo 6, los coeficientes continúan siendo no significativos. En el Ecuador no hay estudios con datos previos con los que se pueda contrastar este resultado. En el caso mexicano, Pérez Amador y Ojeda de la Peña (2016), que utilizaron esta variable en forma categórica, observaron que las mujeres que se unieron entre los 18 años y los 24 años tenían menor riesgo que las que se unieron entre los 12 años y los 17 años y a los 25 años y más.

educación. En el cuarto modelo se añadió el número de hijos. Tener hijos tiene un efecto protector frente a la disolución, y, cuantos más hijos se tienen, mayor es este efecto. Con la incorporación de este control, el gradiente del nivel educativo se mantiene positivo, aunque la magnitud de los coeficientes se reduce.

En el modelo 5, se observa que no tener actividad económica reduce un 68% el riesgo de disolver la primera unión. Al incorporar este control, el efecto del nivel educativo se reduce, sobre todo entre las mujeres con nivel educativo superior. Esto indica que la relación entre educación y disolución está mediada por la actividad económica, aun cuando se controla por el efecto de cohorte de nacimiento, edad a la primera unión y presencia de hijos. En el modelo 6, se añadió la variable de área de residencia. Vivir en áreas rurales reduce el riesgo de disolver la unión, que es un 27% más bajo en comparación con el de las mujeres que residen en áreas urbanas. Cuando se incorpora este control, la relación positiva entre el nivel educativo y el riesgo de disolución desaparece y se transforma en una relación con forma de U invertida, de manera que las mujeres con nivel educativo medio tienen un riesgo un 38% mayor de disolver la unión y las mujeres con nivel educativo superior no presentan diferencias significativas respecto de sus pares con educación básica. Esto indica que la relación positiva con el nivel educativo responde a la actividad económica y al área de residencia. Cabe recordar, sin embargo, que ambas variables corresponden a las condiciones de la informante en el momento de la entrevista y no se dispone de información retrospectiva que dé cuenta de la actividad económica y el área de residencia antes de la disolución.

D. Conclusiones

En las últimas décadas se ha documentado un incremento de la separación y el divorcio en América Latina. Los datos sobre la disolución de uniones en la región latinoamericana son relevantes porque, además de arrojar luz sobre uno de los componentes de los sistemas de nupcialidad (Fussell y Palloni, 2004), brindan elementos para una discusión crítica y contextualizada de las distintas corrientes teóricas que explican no solo el incremento de los niveles de separación y divorcio, sino también la forma en que factores como la educación se vinculan con la disolución conyugal. El objetivo de este estudio era analizar el gradiente educativo de la disolución conyugal en el caso de mujeres en el Ecuador.

Una mayor independencia de las mujeres más educadas, como estipula el supuesto beckeriano (Becker, 1981), una transformación valorativa sobre el significado de la familia y la unión conyugal y un mayor interés en satisfacer necesidades superiores, como prevé la segunda transición demográfica (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 2014), y cambios estructurales en las relaciones de género, como establece la teoría de la revolución de género (Goldscheider, Bernhardt y Lappegårdet, 2015), supondrían un gradiente positivo entre el nivel educativo de las mujeres y el riesgo de disolución. De manera univariada, se observó que las mujeres con educación media y superior tienen un mayor riesgo de disolución en comparación con las que tienen educación básica. Cuando se controla por la cohorte de

nacimiento, esta relación (que es positiva, aunque no monótona) se mantiene, lo que quiere decir que las diferencias que se observan entre grupos educativos no responden a un efecto de cohorte. Lo mismo ocurre cuando se incorpora la edad a la primera unión y el número de hijos: los efectos se mantienen positivos y significativos.

No obstante, cuando se considera la actividad económica y el área de residencia, el escenario cambia. Al incorporar la actividad económica de la mujer en el modelo, se reduce la magnitud del efecto de la educación media y, sobre todo, de la educación superior. Si se controla por área de residencia (urbana o rural), el efecto del nivel educativo medio se reduce y el correspondiente al nivel educativo superior deja de ser significativo. Esto quiere decir que el efecto positivo de las categorías educativas más altas sobre el riesgo de disolver la primera unión responde a la participación económica de las mujeres y a la residencia en espacios urbanos. Es necesario recordar, sin embargo, que existe una limitación en los datos que obliga a matizar este resultado. Estas características responden a las condiciones de las mujeres en el momento de la unión y no se cuenta con la condición de actividad económica ni el área de residencia durante la unión antes de la disolución.

Cabe mencionar aquí los resultados sobre los controles utilizados. Los coeficientes de la cohorte de nacimiento muestran que el riesgo de disolución se mantuvo constante entre las mujeres que nacieron en las décadas de 1970 y 1980. El riesgo de disolución, sin embargo, se incrementa notablemente en la cohorte 1990-2000. Sin considerar el efecto del resto de las variables, el riesgo de disolución de esta cohorte es un 98% mayor que el de la cohorte más avanzada. Este incremento coincide con lo observado en otras latitudes de la región. A diferencia de los resultados registrados en otros países, como México (Pérez Amador y Ojeda de la Peña, 2016) o el Uruguay (Cabella, 2010), el efecto de la edad a la primera unión no resultó significativo. El efecto protector de los hijos, en cambio, es un resultado que se ajusta a la literatura internacional: tener tres hijos o más reduce el riesgo un 57% en comparación con las mujeres que no tienen hijos. No tener una actividad económica o vivir en áreas rurales, sin considerar el resto de las variables, también reduce el riesgo de disolución. No tener una actividad económica supone que estas mujeres tienen un riesgo de disolución un 68% menor que las que sí tienen alguna actividad económica. Quienes viven en áreas rurales tienen un riesgo de disolver la primera unión un 27% más bajo que sus pares que viven en áreas urbanas.

La mediación de la actividad económica y el área de residencia en la relación entre educación y disolución es relevante porque cuestiona, en el caso ecuatoriano, la aplicación de la teoría de la independencia o la teoría de la segunda transición demográfica. Si estas dos dimensiones son mediadoras de la relación entre el nivel educativo y el riesgo de disolución, el argumento basado en cambios valorativos o la búsqueda de necesidades superiores se debilita. Por el contrario, esta mediación indica que la decisión de disolver la unión está vinculada a los recursos con los que se cuente para romper el vínculo conyugal y a las barreras, ya sean espaciales, procedimentales, económicas o sociales, para llevar a cabo dicha ruptura. Esto podría explicar que la separación sea la principal forma de disolución conyugal voluntaria que se observa tanto en fuentes censales como en la encuesta aquí utilizada. En

el caso ecuatoriano, la disolución también parece estar marcada por la desigualdad. En caso de haber señales de modernización (que expliquen, por ejemplo, el incremento del riesgo en la cohorte más joven), más bien se podría hablar de una modernización incompleta, como señala Arriagada (2002) respecto del caso latinoamericano, en donde solo una pequeña parte de la población (en este caso, mujeres urbanas con actividad económica) accede a los beneficios sociales y materiales de los procesos de modernización (por ejemplo, nuevos procedimientos legales para agilizar la disolución del matrimonio).

Estos resultados se hacen eco no solo de un contexto marcado por profundas desigualdades económicas, sino también por la desigualdad de género, en donde las barreras, particularmente en los espacios rurales, dificultan la posibilidad de finalizar uniones conyugales no satisfactorias. Datos procedentes de otros ámbitos avalan este argumento. El Ecuador, junto con el Estado Plurinacional de Bolivia, ocupa el último puesto de la región andina en términos de brechas salariales de género (Foro Económico Mundial, 2023). En el primer país, tres de cada diez personas consideran que el hecho de que las mujeres reciban mayores ingresos que sus parejas representa un problema y que, en escenarios de escasez de oportunidades laborales, los hombres deben tener más derecho a acceder a empleos que las mujeres⁷ (Inglehart y otros, 2022). De acuerdo con la última Encuesta de Uso del Tiempo efectuada en el Ecuador (2012), por cada hora de trabajo no remunerado que realiza un hombre, en promedio, una mujer realiza 3,5 horas. Además, en 2022, en el país ocurrió un femicidio cada 26 horas (Fundación ALDEA, 2023).

Este estudio no está exento de limitaciones. En primer lugar, el nivel educativo se basa en el máximo nivel y grado alcanzado en el momento de la unión y no refleja necesariamente las credenciales educativas adquiridas al momento de la disolución. Sin embargo, algunos datos indican que la asistencia escolar no es significativa después de haber ingresado a la unión o de haberla disuelto (Robles, 2023), por lo que es posible suponer que el nivel educativo en el momento de la entrevista no difiere de manera notable del nivel educativo en el momento de la unión o la disolución.

Se observa una limitación similar en el caso de la actividad económica y el área de residencia. La encuesta no incluye trayectorias laborales ni de residencia, por lo que no es posible contar con estas dos características antes de la disolución. Esto constituye una limitación significativa, porque ambas características podrían haber sido influenciadas por la disolución y reflejar condiciones posteriores a ella. Casique (2000), por ejemplo, encuentra que, en el caso de las mujeres urbanas de la República Bolivariana de Venezuela, el trabajo después de ingresar a la unión (y en particular la actividad económica durante los primeros cinco años de la unión) incrementa el riesgo de disolverla, en comparación con lo que ocurre con las mujeres que no trabajaron durante la unión. Futuras investigaciones con información cualitativa o cuantitativa que contenga trayectorias completas o información retrospectiva que dé cuenta de estas características antes de la disolución de la unión conyugal podrían echar más luz sobre la forma en que la actividad económica, el lugar de residencia y la disolución influyen unas en otras en cohortes recientes.

⁷ Resultados correspondientes a la ronda 7 (2017-2022) de la Encuesta Mundial sobre Valores.

Por último, no se incorporó el tipo de unión (matrimonio o unión libre), ya que solo se cuenta con el dato sobre la situación conyugal en el momento de la entrevista y no es posible determinar qué tipo de unión existía en el caso de las mujeres que señalaron estar separadas o divorciadas. Los datos de otros países de la región indican que el tipo de unión es un factor asociado a la disolución (véanse, por ejemplo, Pérez Amador y Ojeda de la Peña, 2016, o Cabella, 2010).

En futuras investigaciones también podría considerarse el contexto emergente, en que las mujeres tienen una creciente ventaja educativa frente a los hombres en los procesos de disolución conyugal (Van Bavel, Schwartz y Esteve, 2018). Para ello, se podría analizar el efecto de la educación relativa de la mujer o la condición de homogamia o heterogamia educativa sobre el riesgo de disolución. Un elemento pendiente, fuera del alcance de este estudio, es el análisis de cómo ha evolucionado el gradiente educativo en las diferentes cohortes de mujeres en el caso ecuatoriano.

El objetivo de este estudio era analizar el gradiente educativo de la disolución conyugal en el caso de mujeres en el Ecuador. Ya sea de manera univariada o controlando por la cohorte de nacimiento, la edad a la primera unión y el número de hijos, sistemáticamente se observa que las mujeres con educación media y superior tienen un mayor riesgo de disolución frente a las que cuentan con un nivel de educación básica. Sin embargo, cuando se considera la actividad económica y el área de residencia, el efecto del nivel educativo medio se reduce y el correspondiente al nivel educativo superior deja de ser significativo. Estos resultados indican que la relación entre educación y disolución conyugal podría estar mediada por el acceso a recursos y la posibilidad de superar barreras que permitan a las mujeres finalizar uniones no satisfactorias, y apuntan a la necesidad de discutir de manera crítica y contextualizada la relevancia de las corrientes teóricas en condiciones de desigualdad económica y de género como las que se dan en el caso ecuatoriano.

Bibliografía

- Aedo, C. e I. Walker (2012), *Skills for the 21st Century in Latin America and the Caribbean*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Allison, P. (2014), *Event History and Survival Analysis*, California, Sage.
- Arriagada, I. (2002), “Cambios y desigualdad en las familias latinoamericanas”, *Revista de la CEPAL*, N° 77 (LC/G.2180-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), agosto.
- Barro, R. y J. W. Lee (2013), “A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010”, *Journal of Development Economics*, vol. 104.
- Becker, G. (1981), *A treatise on the family*, Cambridge, Harvard University Press.
- Binstock, G. y W. Cabella (2011), “La nupcialidad en el Cono Sur: evolución reciente en la formación de uniones en Argentina, Chile y Uruguay”, *Nupcialidad y familia en la América Latina actual*, G. Binstock y J. Melo Vieira (eds.), Río de Janeiro, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- Cabella, W. (2010), “Los determinantes de la ruptura de la primera unión en el Uruguay: un análisis a partir de dos encuestas retrospectivas”, *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 4, N° 7.

- Casique, I. (2000), "Trabajo femenino extradoméstico y riesgo de disolución de la primera unión. El caso de las mujeres urbanas en la Región Capital de Venezuela", *Papeles de Población*, vol. 6, N° 25.
- Cherlin, A. J. (2017), "Introduction to the special collection on separation, divorce, repartnering, and remarriage around the world", *Demographic Research*, vol. 37.
- Gobierno del Ecuador (2023), "Reglamento de divorcio o la terminación de la unión de hecho por mutuo consentimiento en las notarías a nivel nacional", *Suplemento del Registro Oficial No. 451, 5 de diciembre de 2023*, Quito, Registro Oficial.
- (2005), "Suplemento del Registro Oficial No. 46, 24 de junio de 2005", *Código Civil*, Quito, Registro Oficial.
- (1970), "Suplemento del Registro Oficial No. 104, 20 de noviembre de 1970", *Código Civil*, Quito, Registro Oficial.
- Correa, M. E. (2018), "Inclusión educativa de verdad. Desafíos de la expansión del nivel secundario en América Latina y el Caribe", *El futuro de la igualdad en América Latina y el Caribe. Ensayos breves* (LC/TS.2018/115), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Esteve, A., R. Lesthaeghe y A. López-Gay (2016), "The boom of cohabitation in Colombia and in the Andean region: social and spatial patterns", *Cohabitation and Marriage in the Americas: Geo-historical Legacies and New Trends*, A. Esteve y R. Lesthaeghe (eds.), Springer.
- (2012), "The Latin America cohabitation boom, 1970-2007", *Population and Development Review*, vol. 38, N° 1.
- Foro Económico Mundial (2023), *Global Gender Gap Report 2023* [en línea] <https://www.weforum.org/publications/global-gender-gap-report-2023>.
- Fundación ALDEA (2023), "2022, año mortal para las mujeres en Ecuador con 332 casos de femi(ni)cidio" [en línea] <http://www.fundacionaldea.org/noticias-aldea/mapa2022>.
- Fussell, E. y A. Palloni (2004), "Persistent marriage regimes in changing times", *Journal of Marriage and Family*, vol. 66, N° 5.
- Goldscheider, F., E. Bernhardt y T. Lappegård (2015), "The Gender Revolution: a framework for understanding changing family and demographic behavior", *Population and Development Review*, vol. 41, N° 2.
- Goode, W. (1963), *World Revolution and Family Patterns*, Nueva York, The Free Press of Glencoe.
- Härkönen, J. y J. Dronkers (2006), "Stability and change in the educational gradient of divorce. A comparison of seventeen countries", *European Sociological Review*, vol. 22, N° 5.
- INEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2022), *Registro Estadístico de Matrimonios y Divorcios 2022*, Quito.
- Inglehart, R. y otros (2022), *World Values Survey: All Rounds - Country-Pooled Datafile. Dataset Version 4.0.0*, JD Systems Institute & WVSA Secretariat.
- Lesthaeghe, R. (2014), "The second demographic transition: A concise overview of its development", *PNAS*, vol. 111, N° 51.
- Lutz, W. y otros (2018), "Demographic and human capital scenarios for the 21st Century: 2018 assessment for 201 countries", Oficina de Publicaciones de la Unión Europea.
- Musick, K. y K. Michelmores (2018), "Cross-national comparisons of union stability in cohabiting and married families with children", *Demography*, vol. 55, N° 4.
- Oppenheimer, V. K. (1994), "Women's rising employment and the future of the family in industrial societies", *Population and Development Review*, vol. 20, N° 2.
- Park, H. y J. Raymo (2013), "Divorce in Korea: trends and educational differentials", *Journal of Marriage and Family*, vol. 75.
- Parro, F. (2012), "International evidence on the gender gap in education over the past six decades: a puzzle and an answer to it", *Journal of Human Capital*, vol. 6, N° 2.

- Pérez Amador, J. (2016), "Continuity and change of cohabitation in Mexico: same as before or different anew", *Demographic Research*, vol. 35.
- (2008), "Análisis multiestado multivariado de la formación y disolución de las parejas conyugales en México", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 23, N° 3.
- Pérez Amador, J. y A. Esteve (2012), "Explosión y expansión de las uniones libres en México", *Coyuntura Demográfica*, vol. 2.
- Pérez Amador, J. y N. Ojeda de la Peña (2016), "Una nueva mirada a los factores predictivos de la disolución conyugal voluntaria en México", *Generaciones, cursos de vida y desigualdad social en México*, M.-L. Coubès, P. Solís y M. E. Zavala de Cosío (eds.), Ciudad de México, El Colegio de México y El Colegio de la Frontera Norte.
- Psaki, S., K. McCarthy y B. Mensch (2018), "Measuring gender equality in education: lessons from trends in 43 countries", *Population and Development Review*, vol. 44, N° 1.
- Raftery, A. (1995), "Bayesian Model Selection in Social Research", *Sociological Methodology*, vol. 25.
- Raymo, J., S. Fukuda y M. Iwasawa (2013), "Educational differences in divorce in Japan", *Demographic Research*, vol. 28, N° 6.
- Robles, A. (2023), "School attendance and marriage: a sequence analysis of educational and marital trajectories in Mexico City and Buenos Aires", *Papeles de Población*, vol. 29, N° 115.
- Ruiz-Vallejo, F. y M. Solsona i Pairó (2021), "Antecedentes en la investigación sociodemográfica sobre las separaciones conyugales en Latinoamérica, 1980-2017", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 36, N° 106.
- Salinas, V. (2018), "Hacia la medición del riesgo de disolución del matrimonio en Chile", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 33, N° 3.
- San Juan, V. y A. Esteve (2019), "Amores imposibles: la brecha entre universitarios y el resto de grupos educativos en los mercados matrimoniales de América Latina, 1970-2010", *Notas de Población*, N° 108 (LC/PUB.2019/10-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Schofer, E. y J. Meyer (2005), "The worldwide expansion of higher education in the twentieth century", *American Sociological Review*, vol. 70, N° 6.
- Schwartzman, S. (2020), "Higher education and the challenges of the twenty-first century: an introduction", *Higher Education in Latin America and the Challenges of the 21st Century*, S. Schwartzman (ed.), Cham, Springer International Publishing.
- Solís, P. y S. Ferraris (2014), "Un nuevo siglo, ¿nuevas pautas de formación y disolución de uniones?", *Los mexicanos: un balance del cambio demográfico*, C. Rabell Romero, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica.
- UNESCO (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura) (2013), *Situación educativa de América Latina y el Caribe: hacia la educación de calidad para todos al 2015*, Santiago, Oficina Regional de Educación para América Latina y el Caribe.
- Van Bavel, J., C. Schwartz y A. Esteve (2018), "The reversal of the gender gap in education and its consequences for family life", *Annual Review of Sociology*, vol. 44.
- Van de Kaa, D. J. (1987), "Europe's second demographic transition", *Population Bulletin*, vol. 42, N° 1.