

Índice

Presentación	7
Amores imposibles: la brecha entre universitarios y el resto de grupos educativos en los mercados matrimoniales de América Latina, 1970-2010	11
<i>Victoria San Juan Bernuy, Albert Esteve</i>	
La estructura de los hogares y el ahorro en México: un enfoque de clases latentes	37
<i>Curtis Huffman, Paloma Villagómez-Ornelas, Delfino Vargas Chanes</i>	
Transferencias intergeneracionales por género y efectos económicos del envejecimiento demográfico en México	69
<i>Iván Mejía-Guevara, Estela Rivero, Isalia Nava</i>	
Inmigración e inclusión laboral y protección social según el origen y el tiempo de residencia de los migrantes en países seleccionados de América Latina	99
<i>Ignacio Carrasco, José Ignacio Suárez</i>	
Epicentros de emigración: un análisis comparativo de la evolución de sus dinámicas socioeconómicas y demográficas en Colombia y el Brasil	133
<i>Gisela P. Zapata</i>	
Construcciones y alcances del derecho a la salud en el Primer Plan Nacional de Acción en Derechos Humanos (Argentina, 2017-2020): prioridades de agenda y lineamientos de política pública desde un enfoque de derechos humanos	167
<i>Laura Gottero</i>	
Una estimación de la mortalidad en la ciudad de Buenos Aires hacia 1827	193
<i>Luis Pablo Dmitruk, Tomás Guzmán</i>	
La diversidad sexual y de género en censos y encuestas de América Latina: entre la invisibilidad y la lógica heteronormativa	221
<i>Fernanda Stang Alva</i>	
Compresión de la mortalidad en el Uruguay: niveles y diferencias regionales en el período 1996-2014	245
<i>Mariana Paredes, Mariana Tenenbaum</i>	
Factores asociados al trabajo infantil en la República Bolivariana de Venezuela	267
<i>Malinda Coa Ravelo, Ernesto Ponsot Balaguer</i>	
Orientaciones para los autores de la revista <i>Notas de Población</i>	291
Publicaciones recientes de la CEPAL	297

Presentación

El número 108 de *Notas de Población* está integrado por diez artículos que reflejan la enorme riqueza y complejidad de los estudios contemporáneos de las poblaciones, pues contiene una gran variedad temática, comprendiendo trabajos sobre nupcialidad, familia, envejecimiento, migración internacional, derechos humanos, mortalidad, censos y población y trabajo infantil.

Esta edición inicia con el interesante trabajo de Victoria San Juan Bernuy y Albert Esteve sobre la homogamia educativa en 12 países de América Latina y el Caribe. A partir de la pregunta “¿quién se casa con quién?” los autores analizan el mercado matrimonial y la homogamia educativa en parejas jóvenes de estos países para exponer los niveles de estratificación educativa. Partiendo de la idea de la homogamia, entendida como el emparejamiento en función de características adquiridas por el individuo —entre las que la educación es la más analizada—, se ha podido documentar que la principal barrera para el ingreso a los mercados matrimoniales es la educación universitaria. Este tipo de estudios se han llevado a cabo principalmente en los Estados Unidos y Europa y son todavía escasos en América Latina y el Caribe, por lo que este trabajo contribuye a un mayor conocimiento sobre el tema en la región. Se plantean diversos objetivos claramente definidos: documentar el aumento significativo de los niveles de educación, examinar los niveles de homogamia educativa en América Latina, investigar la brecha entre la población universitaria y el resto de los grupos educativos en el mercado matrimonial mediante el uso de modelos loglineales, comprobar si hay diferencias por tipo de unión y examinar las diferencias internas en el grado de estratificación por países. Los resultados muestran un elevado grado de estratificación educativa en las parejas jóvenes heterosexuales que residen en los países estudiados y en las que la mujer declara tener entre 25 y 34 años; esta condición se acentúa aún más entre las parejas casadas. Finalmente, los autores destacan que, en términos de homogamia educativa entre la población universitaria y el resto de los grupos, la brecha ha aumentado en las últimas cuatro décadas.

En el siguiente trabajo, Curtis Huffman, Paloma Villagómez-Ornelas y Delfino Vargas Chanes abordan uno de los temas de interés en el marco de los vínculos entre la población y el desarrollo: el análisis de la organización doméstica asociada al ingreso, el ahorro y el consumo. A diferencia de los estudios tradicionales, que se centran en la edad del jefe o la jefa de hogar, los autores utilizan el análisis de clases latentes para estimar las estructuras típicas de los hogares mexicanos contenidas en la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2014, lo que revela las relaciones de dependencia que existen en el interior de los hogares. Los autores destacan la utilidad del análisis de clases latentes, que permite que la investigación basada en encuestas produzca un análisis de heterogeneidad de los hogares más eficiente, al desglosar los resultados promedio en subpoblaciones más informativas de acuerdo con sus atributos demográficos de agrupación. Los autores muestran que la inclusión explícita de la estructura de los hogares en un marco de ciclo de vida e ingreso permanente proporciona conocimientos útiles sobre la heterogeneidad que subyace a los promedios nacionales habituales. Finalmente, destacan la importancia del conocimiento socioantropológico en los análisis econométricos, ya que proporciona una nueva perspectiva a la hora de descomponer los resultados promedio macroeconómicos de la investigación econométrica.

En el siguiente artículo, de Iván Mejía-Guevara, Estela Rivero e Isalia Nava, se analizan las oportunidades y consecuencias del envejecimiento que está experimentando México, en el marco de un acelerado proceso de transición demográfica que producirá transformaciones socioeconómicas en los patrones de ingreso y gasto en consumo, particularmente en los rubros de salud y cuidados. Los autores se proponen evaluar la contribución real de mujeres y hombres a los ingresos laborales y el consumo agregado por grupos de edad y a partir de la incorporación de la producción y el consumo de trabajo doméstico y de cuidados no remunerado, así como visualizar el potencial efecto del cambio demográfico en la dependencia económica de mujeres y hombres ante el inminente proceso de envejecimiento demográfico. Para dicho propósito, utilizan la metodología del sistema de cuentas nacionales de transferencias y las cuentas nacionales de transferencias de tiempo. El marco teórico conceptual utilizado es la economía generacional, que posibilita entender los mecanismos que intervienen en el intercambio de recursos económicos entre generaciones o grupos etarios, donde toman importancia los rasgos particulares del ciclo de vida. Si bien las actividades de trabajo doméstico y de cuidados no son contabilizadas, estas tienen un valor económico intrínseco y un papel relevante en los sistemas de apoyo entre grupos etarios y se caracterizan generalmente por las transferencias de tiempo. Los resultados revelan diferencias significativas en los patrones de ingreso laboral promedio por edad de mujeres y hombres y una participación significativamente menor entre las mujeres que entre los hombres. El trabajo doméstico y de cuidados no remunerado se encuentra subvalorado y poco reconocido en el mercado.

Ignacio Carrasco y José Ignacio Suárez son los autores del trabajo sobre inclusión de las personas migrantes, un tema de marcado interés en estos tiempos. Se proponen establecer el papel que desempeñan el origen (intrarregional o extrarregional) y el tiempo de residencia (de inmigración reciente o antigua) de estas personas en las brechas de inclusión existentes entre la población inmigrante y la local. Para ello, utilizan microdatos de encuestas de hogares de siete países de destino en América Latina en los que se dispone de información actualizada. La ventaja de este tipo de datos es la riqueza de información que contienen, pero presentan algunas limitaciones, como el hecho de que las encuestas no hayan sido diseñadas para representar a la población migrante. La investigación arrojó dos hallazgos principales: i) existen brechas en el acceso de la población migrante intrarregional y reciente a ocupaciones de mayor calificación, que podrían relacionarse con los déficits de inclusión en los ámbitos de salud, pensiones y vivienda, y ii) hay una mayor concentración de trabajadores migrantes en ocupaciones históricamente asociadas con condiciones laborales deficientes y susceptibles de discriminación.

El artículo de Gisela Zapata es un análisis de la dinámica migratoria que toma como objeto de estudio los lugares de origen de los migrantes y sus contextos en dos microrregiones situadas en Colombia y el Brasil. En concreto, la autora realiza un análisis comparativo de la evolución de las dinámicas socioeconómica y demográfica de la migración internacional en el Eje Cafetero (Colombia) y en la microrregión de Gobernador Valadares (Brasil), principales epicentros de emigración de estos dos países. El análisis se centra en comparar y contrastar los flujos y patrones migratorios y las características socioeconómicas y demográficas de los hogares de migrantes y no migrantes en estas zonas. Entre otros hallazgos, descubre que en el Eje Cafetero y la microrregión de Gobernador Valadares la proporción de mujeres es mayor en los hogares con migrantes que en los hogares sin

migrantes. Además, en ambas microrregiones los hogares de los migrantes presentan una relación de dependencia de personas mayores bastante más elevada y una relación de dependencia infantil considerablemente más baja.

A continuación, Laura Gottero, en su trabajo sobre el derecho a la salud, examina cómo se construye este derecho en el Primer Plan Nacional de Acción en Derechos Humanos (2017-2020) de la República Argentina, incorporando de manera efectiva un enfoque de derechos más allá de la dimensión enunciativa, para lo que se requieren transformaciones conceptuales y metodológicas. A partir del estudio de la inclusión del derecho a la salud en dicha política pública, se entrecruzan dimensiones de análisis con elementos centrales del enfoque de derechos aplicado a la formulación de políticas públicas. Además, la autora reflexiona sobre las distancias entre el derecho a la salud cuando se presenta como un derecho social, reconocido por la Constitución nacional, y cuando se aborda como un derecho humano y social en un sentido amplio. Esta brecha supone desafíos y consecuencias para la materialización del acceso a la salud en relación con la representación de la población destinataria y las obligaciones de protección y garantía del Estado. Entre las principales conclusiones, la autora destaca la ausencia de una articulación concreta y metodológica entre el Plan y los modelos de evaluación de políticas públicas que se guían por el enfoque de derechos humanos. También observa problemas de implementación derivados del proceso de formulación, como la falta de articulación con los organismos del Estado que regulan la situación de las poblaciones a las que hace referencia el Plan (los migrantes, los pueblos originarios y las personas mayores, entre otros).

Continuando la secuencia, el trabajo sobre demografía histórica elaborado por Luis Pablo Dmitruk y Tomás Guzmán supone un aporte metodológico y empírico con relación al estudio de la mortalidad de la ciudad de Buenos Aires en el período 1826-1828. Los autores utilizan datos censales y archivos parroquiales mediante los cuales logran establecer las diferentes funciones de la tabla de mortalidad, incluidos los datos de la esperanza de vida al nacer. Tomando en cuenta que en la etapa histórica estudiada la calidad de los datos es deficiente al presentar errores de omisión, cabe destacar el procedimiento metodológico utilizado, que incluyó la utilización de tablas modelo y la aplicación de nuevas técnicas para la corrección de los datos tanto de la población como de las defunciones. El resultado es una tabla de mortalidad acorde a una sociedad del antiguo régimen demográfico, es decir, con una alta mortalidad general y una alta mortalidad infantil en particular, que coinciden además con el comportamiento de la mortalidad hacia 1855 y son similares a las observadas en otras ciudades cercanas a Buenos Aires.

La diversidad sexual y la posibilidad de medirla a través de fuentes tradicionales como censos y encuestas es la temática del siguiente trabajo, de Fernanda Stang. La autora presenta un panorama de la medición de la diversidad sexual y de género en censos y encuestas probabilísticas de alcance nacional de países de América Latina. Explora además casos internacionales en los que se ha implementado la captación de estas dimensiones, a la luz de discusiones conceptuales sobre la sexualidad y el género planteadas desde la teoría feminista y los estudios de género. Para ello, tras una revisión contextual de algunas de las problemáticas principales que afectan a la población LGBTIQ+ y la forma en que se han considerado sus derechos en la normativa internacional, se presentan las nociones y

discusiones que sirvieron de base para analizar los resultados del relevamiento. El principal hallazgo de la revisión realizada por Stang apunta a la persistencia de un enfoque binario en los casos analizados, a pesar de que las experiencias internacionales muestran la intención de superar esta lógica binaria que subyace a la matriz heteronormativa (hombre/mujer). De ahí la necesidad de advertir las consecuencias de la invisibilidad estadística de esta parte de la población latinoamericana.

Mariana Paredes y Mariana Tenenbaum abordan el tema de la compresión de la mortalidad en el Uruguay en décadas recientes. Las autoras destacan que este tipo de investigaciones son aún incipientes en la región; los primeros estudios acerca de este tema se han realizado en Chile y el Brasil. En países desarrollados de Europa y otras zonas geográficas son más abundantes y de más larga data, pues se trata de países con bajos niveles de mortalidad en cuyo caso la discusión se ha orientado a la extensión de la longevidad y a la mortalidad en edades avanzadas. La compresión de la mortalidad refleja el proceso que se produce al rectangularizarse la curva de sobrevivencia y, consecuentemente, producirse un desplazamiento y una concentración de las defunciones en las edades avanzadas, en concomitancia con el proceso de envejecimiento de las poblaciones. Concretamente, las autoras examinan este proceso de compresión en el Uruguay entre 1996 y 2014. Realizan un análisis por sexo y por regiones del país, con el objeto de averiguar si el aumento promedio de los años de vida se produce en toda la población e identificar diferencias territoriales. Los hallazgos muestran un proceso de compresión de la mortalidad en el país que se produce con mayor intensidad en el caso de la población masculina, que presenta niveles más bajos de esperanza de vida y experimenta más avances en el descenso de la mortalidad. Asimismo, los resultados permiten visualizar la evolución del desplazamiento hacia la derecha de la edad modal, la disminución del intervalo de edad de ocurrencia de la muerte y la concentración de las defunciones en las edades avanzadas.

Finalmente, Malinda Coa y Ernesto Ponsot presentan una investigación descriptiva e inferencial sobre algunos factores sociodemográficos y económicos que explican por qué las familias venezolanas recurren al trabajo infantil de algunos de sus miembros. Los autores utilizan cifras oficiales que provienen de la Encuesta de Hogares por Muestreo de 2013 realizada por el Instituto Nacional de Estadística venezolano. Después de ajustar un modelo de regresión logística, efectúan un análisis de posibilidades y probabilidades. Concluyen que las probabilidades de que los niños de entre 10 y 14 años trabajen se elevan cuando ocurren los siguientes eventos: i) aumenta la edad; ii) el niño es de sexo masculino; iii) no estudia; iv) vive en un hogar en situación de pobreza o pobreza extrema, y v) el jefe de hogar tiene bajo nivel educativo. Entre todos estos factores, el más influyente es la escolaridad; si un niño no está escolarizado, aumentan considerablemente las posibilidades de que sea sometido a trabajo infantil. Se confirma entonces que la educación es un medio para mantener a los niños alejados del trabajo temprano. No obstante, las necesidades básicas insatisfechas dentro del hogar también tienen un peso significativo.

Amores imposibles: la brecha entre universitarios y el resto de grupos educativos en los mercados matrimoniales de América Latina, 1970-2010¹

Victoria San Juan Bernuy²
Albert Esteve³

Recibido: 14/01/19
Aceptado: 26/03/19

Resumen

Este estudio analiza el mercado matrimonial y la homogamia educativa en parejas jóvenes procedentes de 12 países de América Latina, a fin de proporcionar información sobre sus niveles de estratificación educativa. En concreto, se investiga la brecha que separa a la población universitaria del resto de categorías educativas en el mercado matrimonial, a partir de las características de las parejas que se han formado en esos mercados. Para ello, utilizamos datos de los censos de población de las rondas de 1970 a 2010, además de modelos loglineales para estimar la distancia entre grupos educativos, controlando por tamaño y tipo de unión. En un contexto de marcada expansión educativa, los resultados muestran un grado elevado de estratificación educativa en las parejas de América Latina, ligeramente superior entre parejas casadas

¹ Esta investigación ha sido posible gracias al financiamiento por la Agencia de Gestión de Ayudas Universitarias y de Investigación (AGAUR) de la Generalidad de Cataluña y de los proyectos EQUALIZE (ERC-2014-STG-637768) y GLOBFAM (RTI2018-096730-B-I00).

² Doctoranda en demografía por el Centro de Estudios Demográficos (CED) de la Universidad Autónoma de Barcelona (España). Correo electrónico: vsanjuan@ced.uab.cat.

³ Doctor en demografía, Centro de Estudios Demográficos de la Universidad Autónoma de Barcelona (España). Correo electrónico: aesteve@ced.uab.es.

que entre cohabitantes. La brecha entre la población universitaria y el resto de grupos ha aumentado en las últimas cuatro décadas.

Palabras clave: demografía de la familia, mercado matrimonial, homogamia educativa, barreras matrimoniales, estratificación, modelos loglineales, expansión educativa.

Abstract

This study analyses the marriage market and educational homogamy in young couples from 12 Latin American countries, in order to provide information on their levels of educational stratification. Specifically, it investigates the gap that separates the university population from the rest of the educational categories in the marriage market, based on the characteristics of the couples that have formed in said markets. To do this, the study uses data from the censuses from the 1970–2010 period, as well as log-linear models to estimate the distance between educational groups, controlling by their size and by type of union. In a context of marked educational expansion, the results show a high degree of educational stratification among Latin American couples, slightly higher among married couples than among cohabiting partners. The gap between the university population and other groups has increased in the last four decades.

Keywords: family demographics, marriage market, educational homogamy, marriage barriers, stratification, log-linear models, educational expansion.

Résumé

Cette étude analyse le marché du mariage et l'homogamie éducative chez les jeunes couples de 12 pays d'Amérique latine, afin de fournir des informations sur leur niveau de stratification scolaire. Il s'agit plus précisément d'examiner l'écart qui sépare la population universitaire des autres catégories éducatives sur le marché du mariage, en fonction des caractéristiques des couples qui se sont formés sur ces marchés. Pour ce faire, nous nous appuyons sur les données des séries de recensements de la population de 1970 à 2010, ainsi que sur des modèles loglinéaires pour estimer les écarts entre groupes éducatifs, par taille et par type d'union. Dans un contexte de forte expansion de l'éducation, les résultats montrent un degré élevé de stratification éducative chez les couples latino-américains, légèrement plus élevé chez les couples mariés que chez les cohabitants. L'écart entre la population universitaire et les autres groupes s'est creusé au cours des quatre dernières décennies.

Mots-clés: démographie familiale, marché du mariage, homogamie éducative, obstacles au mariage, stratification, modèles log-linéaires, expansion de l'éducation.

Introducción

Entre las variables no adscritas al individuo desde su nacimiento, la educación es la más importante para entender el funcionamiento de los mercados matrimoniales o de la pareja en general. La educación determina la intensidad y la edad de entrada en estos mercados y condiciona el proceso de búsqueda de pareja, alterando la composición de los mercados, estratificando los lugares de encuentro y modelando las preferencias individuales. La evidencia muestra que las personas tienden a unirse dentro de un mismo nivel de instrucción, especialmente en los extremos de la jerarquía educativa y, aún más, entre la población universitaria. Esta tendencia varía en el tiempo y entre países, tal como lo demuestran los trabajos realizados en los Estados Unidos y en Europa (Schwartz y Mare, 2005; Qian, 1998; Rose, 2004). Sin embargo, la evidencia para América Latina es menos abundante (Rodríguez, 2011; Esteve y McCaa, 2007; Esteve, McCaa y López, 2013; López, Esteve y A. Cabré, 2009; Torche, 2010). En este artículo se pretende llenar este vacío y se analizan los niveles de homogamia educativa en 12 países de América Latina, centrándonos en calcular la distancia que separa a la población universitaria del resto de los grupos educativos en sus respectivos mercados matrimoniales. En este estudio se adopta una perspectiva temporal de cuatro décadas. El período objeto de estudio se caracteriza por una marcada expansión de la educación, acompañada de una pronunciada y persistente desigualdad social. El trabajo se centra en cuatro aspectos: i) analizar la evolución de la homogamia educativa por nivel educativo y por tipo de unión; ii) medir la distancia entre grupos educativos tomando como referencia la población universitaria y su evolución en el tiempo; iii) diferenciar la distancia entre universitarios y el resto de categorías por tipo de unión y iv) examinar las diferencias internas en el grado de estratificación por países y compararlas con las de los Estados Unidos.

Los datos utilizados en esta investigación proceden de las muestras de microdatos de las rondas censales de 1970 a 2010 disponibles en el proyecto Integrated Public Use of Microdata Series, International (IPUMS-I) (Minnesota Population Center, 2018). De estas muestras se han seleccionado parejas heterosexuales jóvenes, en las que la edad de la mujer estaba comprendida entre los 25 y 34 años. Los países incluidos en este estudio son el Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, el Ecuador, México, Nicaragua, Panamá, el Paraguay, la República Dominicana, el Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de). A efectos comparativos, hemos incluido a los Estados Unidos. Para examinar el grado de interacción entre grupos educativos recurrimos a los modelos loglineales, que se controlan por tipo de unión. El artículo se estructura en cuatro apartados: antecedentes; datos y métodos; resultados, y conclusiones.

A. Antecedentes

1. Homogamia educativa

La pregunta “¿quién se casa con quién?” ha despertado el interés de varias disciplinas, entre ellas la economía, la sociología y la demografía. La formación de parejas tiene implicaciones directas sobre la estructura y la estratificación social. El mercado matrimonial es un concepto ampliamente utilizado por estas disciplinas para estudiar las pautas de emparejamiento. Este se define como el espacio físico y simbólico donde las personas buscan pareja y optimizan esa búsqueda (Becker, 1973; Oppenheimer, 1988). La búsqueda de la pareja está determinada por tres grandes factores (Kalmijn, 1991b). En primer lugar, las preferencias individuales para elegir cónyuges con unas características determinadas, ya sean adscritas (etnia, antecedentes familiares o religión) o socialmente adquiridas (condición social y educación). En segundo lugar, la influencia de las terceras partes, es decir, la presión social ejercida por un determinado grupo social o familia sobre las decisiones individuales. En las sociedades modernas, se considera que la presión es cada vez menor. En tercer lugar están los factores estructurales, directamente relacionados con el tamaño y composición de los grupos. Estos factores condicionan las oportunidades de formar pareja entre grupos. Lógicamente, en sociedades estructuralmente homogéneas desde un punto de vista étnico y educativo, por ejemplo, las posibilidades materiales de mezclarse son menores que en sociedades heterogéneas.

La evidencia empírica muestra que los individuos tienden a emparejarse entre iguales en función de un elevado número de características: entre las más importantes están el origen étnico, la raza, la religión, la posición social o el nivel educativo (Pagnini y Morgan, 1990; Kalmijn, 1991b; López, Esteve y Cabré, 2009; Rosenfeld, 2008; Salinas, 2018; Costa, 2009; Gullickson y Torche, 2014). Cuando el emparejamiento entre iguales se da en función de características adscritas al individuo, se utiliza el concepto de “endogamia”. Cuando el emparejamiento se da sobre la base de características adquiridas por el individuo, se habla de “homogamia”. De todas las características adquiridas, la variable educativa es la más analizada.

El mercado matrimonial está fuertemente estructurado por el nivel educativo de sus integrantes. La educación condiciona la edad de entrada a estos mercados, el tipo de pareja, los lugares de encuentro, las preferencias culturales y la posición socioeconómica. A su vez, la homogamia educativa incide directamente en la transmisión intergeneracional de la posición social y la desigualdad (Mare, 1991; Kalmijn, 1991a; Blossfeld y Timm, 2003; Blossfeld, 2009; Schwartz, 2013). Todos estos factores explican los elevados niveles de homogamia educativa observados en múltiples contextos (Esteve, 2005). La propia estructura del mercado matrimonial también propicia la homogamia. Las escuelas, y especialmente las universidades, son mercados matrimoniales muy eficientes, ya que reúnen a un número parecido de hombres y mujeres con afinidades y edades similares (Mare, 1991; Bourdieu y Passeron, 1977).

La mayoría de los trabajos sobre homogamia educativa se han realizado en los Estados Unidos y en Europa. Estos estudios han analizado la evolución de los niveles globales de homogamia y los niveles específicos por nivel educativo (Mare, 1991; Blossfeld y Timm, 2003; Schwart y Mare, 2005; Qian, 1998; Rose, 2004; Smits, Ultee y Lammers, 1998; Rosenfeld, 2008). En lo que respecta a las tendencias globales, no hay congruencia en los resultados. Hay trabajos en los que no se aprecian cambios significativos en los niveles globales de homogamia (Blossfeld y Timm, 2003; Blossfeld, 2009) mientras que otros, más recientes, ponen de manifiesto una ligera disminución (De Hauw, Grow y Van Bavel, 2017). En los Estados Unidos también hay discrepancia entre los que destacan un aumento de la homogamia (Schwartz y Mare, 2005) y los que ven una tendencia estable (Rosenfeld, 2008). En cambio, por nivel educativo, los resultados de las diversas investigaciones aquí citadas son coherentes entre sí. Existe un aumento de la homogamia entre las personas con niveles más altos de instrucción (Mare, 1991; Blossfeld y Timm, 2003; Blossfeld, 2009). La educación universitaria se erige como la principal barrera educativa en los mercados matrimoniales. Los niveles de homogamia entre los más instruidos son superiores a los de cualquier otro grupo educativo. Este aumento se debe, entre otros factores, al crecimiento de la población con estudios universitarios y al papel de las universidades como mercados matrimoniales eficientes, así como también a la mayor simetría entre hombres y mujeres en los criterios de búsqueda en el mercado matrimonial.

La literatura sobre homogamia está centrada mayormente en Europa y en los Estados Unidos. Los estudios sobre homogamia educativa en América Latina son comparativamente escasos pero no inexistentes. Hay trabajos que han abordado la interacción entre raza y educación en el mercado matrimonial (López, Esteve y Cabré, 2015) o las diferencias por tipo de unión (López, Esteve y Cabré, 2009). La mayoría de ellos se han centrado en un solo país (Pullum y Peri, 1999; Torrado, 2003; Esteve, 2005; Mazzeo, 2011; Guillikson y Torche, 2014; Quilodrán y Sosa, 2004) y en un espacio temporal relativamente breve (Esteve y McCaa, 2007; Torche, 2010). De estas investigaciones se desprende que los niveles generales de homogamia han aumentado en el tiempo y que también ha crecido la homogamia entre las personas más instruidas (Quilodrán y Sosa, 2004; Esteve y McCaa, 2007). Sin embargo, no hay estudios que examinen la homogamia educativa de forma comparada respecto a un amplio número de países y para un período de análisis de cuatro décadas centrándose en las barreras o la brecha entre la población universitaria y el resto de los grupos educativos. Tampoco se han comparado estos niveles con los de un país occidental. En este caso, se utiliza el caso de los Estados Unidos para situar los niveles de América Latina en relación con ese país.

2. Expansión educativa en América Latina

En las últimas cuatro décadas la población de América Latina ha experimentado importantes avances en materia educativa. En ese período, el porcentaje de la población sin estudios primarios se ha reducido significativamente, a la vez que ha aumentado el número de personas con estudios primarios, secundarios y universitarios. Entre la población

de 25 a 34 años, en la mayoría de los países el número de personas con estudios universitarios se ha multiplicado por cuatro, alcanzando niveles cercanos al 10%. Sin embargo, uno de los aspectos más destacados en América Latina es el elevado nivel de desigualdad y de estratificación social asociado con las diferencias educativas y económicas entre los diferentes grupos sociales (Zenteno y Solís, 2006). El acceso a la educación no ha contribuido a mitigar las diferencias sociales; por el contrario, ha reproducido las desigualdades sociales (Solís, 2013). La expansión de la educación se ha producido de forma desigual entre las diferentes categorías educativas. Si bien las matriculaciones han aumentado considerablemente en los niveles de primaria y secundaria, no ha sido así en el caso de la educación terciaria. El acceso a la educación terciaria se ha convertido en un escollo para las clases más desfavorecidas y, dentro de estas existe una gran heterogeneidad (Chiroleu, 2013; Dubet, 2011; Marteleto y otros, 2012). La desigualdad no se ha reducido, sino que simplemente se ha traspasado de los niveles primario y secundario al nivel terciario (Solís, 2013). La calidad de la educación secundaria superior y terciaria sigue siendo deficiente y muy desigual (Lucas, 2001).

A tenor de esos cambios, en este estudio se examina cómo ha evolucionado la estratificación educativa en las parejas de América Latina y si han aumentado o disminuido las diferencias en relación con la población universitaria. En coherencia con estudios anteriores, esperaríamos encontrar una pronunciada estratificación de las parejas en función de su nivel educativo, pero también un aumento de la distancia de los universitarios con el resto de los grupos educativos. Este último resultado sería coherente con la idea de que la frontera entre la educación secundaria y la educación universitaria no es solo una frontera educativa sino también social. Para ilustrar este punto, compararemos la brecha entre universitarios y el resto de grupos en América Latina con la de los Estados Unidos, donde el acceso a la educación universitaria está más generalizado.

En este contexto, esta investigación se plantea cuatro objetivos. El primero, documentar el aumento significativo de los niveles de educación y examinar los niveles de homogeneidad educativa en América Latina. En segundo lugar, investigar la brecha entre la población universitaria y el resto de los grupos educativos en el mercado matrimonial mediante el uso de modelos loglineales, y así medir la distancia entre grupos más allá de la influencia que pueda ejercer su tamaño. Examinaremos la evolución de los parámetros de los modelos en el tiempo para verificar si, según nuestras hipótesis, ha aumentado la frontera entre la educación secundaria y la universitaria. En tercer lugar, y dada la importancia de la unión libre en América Latina (Esteve, Lesthaeghe y López-Gay, 2012; Quilodrán, 2003), comprobaremos si hay diferencias por tipo de unión. A ese respecto, esperaríamos encontrar que la homogeneidad educativa fuese mayor entre las parejas casadas que en las uniones libres pero que las diferencias entre ambas disminuyesen con el correr del tiempo. La unión libre ha dejado de ser exclusivamente reflejo del mestizaje colonial y de las personas con menos recursos económicos para convertirse en una forma de unión habitual en todas las clases sociales, incluso entre las personas con niveles más altos de educación (Rodríguez, 2005; López, Esteve y Cabré, 2009). Por último, examinaremos las diferencias internas en el grado de estratificación por países y las compararemos con las de los Estados Unidos.

B. Datos y métodos

1. Adecuación de la muestra y selección de variables

Este estudio utiliza microdatos censales armonizados procedentes del proyecto IPUMS-I, con sede en el Minnesota Population Center (Minnesota Population Center, 2018). Específicamente utilizamos 55 censos correspondientes a las rondas de 1970, 1980, 1990, 2000 y 2010 para los siguientes países: Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Estados Unidos, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, República Dominicana, Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de). La densidad de estas muestras se sitúa entre el 5% y el 10% de la población.

Los microdatos censales brindan información sociodemográfica de todos los individuos que conforman un hogar (por ejemplo, edad, sexo, estado matrimonial y lugar de nacimiento). Esto permite identificar las relaciones de parentesco entre los miembros del hogar y, especialmente, respecto al jefe del hogar o persona de referencia. Con esta información es posible conocer quién está emparejado con quién y comparar las características de los cónyuges recogidas en el censo.

Siguiendo una práctica habitual en este tipo de estudios, hemos seleccionado de cada censo las parejas heterosexuales en las que la mujer tiene entre 25 y 34 años de edad. Fijamos este rango de edad para disponer de un porcentaje elevado de mujeres en pareja que han tenido tiempo de completar los estudios universitarios, así como para minimizar el efecto de la disolución de las uniones debido a la separación, divorcio o viudedad (Esteve y McCaa, 2007). Para cada país y año, las parejas seleccionadas se clasifican en función del nivel educativo de los cónyuges y del tipo de unión (matrimonio o unión consensual o libre).

Respecto al nivel de educación, el nivel de referencia es aquel que se declara en el censo. IPUMS-I ofrece dos tipos de variables para medir el nivel educativo: nivel máximo de educación obtenido (variable EDATTAIN) y años de escolaridad (variable YRSCHOOL). La primera es una variable armonizada según la Clasificación Internacional Normalizada de la Educación (CINE) en cuatro categorías: educación inferior a primaria, educación primaria completa, educación secundaria completa y educación terciaria completa, lo que nos permite hacer una comparación entre países. Sin embargo, en algunos casos como el Brasil, Colombia, Costa Rica, la República Dominicana o Venezuela (República Bolivariana de) esta clasificación no corresponde al sistema educativo del país, lo que da lugar a tendencias erráticas en el tiempo. En estos casos, hemos utilizado los años de escolaridad para reconstruir las categorías educativas de acuerdo con el sistema educativo específico del país y hacer posible la comparación con el resto de los países.

Por último, para distinguir los matrimonios de las uniones libres, hemos utilizado la variable CONSENS de IPUMS-I disponible en todos los países de América Latina.

2. Métodos

El análisis de los datos se divide en dos partes. La primera es de índole descriptiva y recoge la siguiente información: i) porcentaje de individuos por sexo y nivel educativo; ii) distribución de mujeres en unión (casadas o que cohabitan) por nivel educativo y proporción de mujeres en unión consensual; y iii) porcentaje de parejas homógamas, teniendo en cuenta el nivel educativo de cada uno de los integrantes de la pareja y tomando como referencia el nivel educativo de la mujer.

En la segunda parte recurrimos a los modelos loglineales, ampliamente utilizados en estudios de homogamia (Schwartz y Mare, 2005; Mare, 1991; Esteve, 2005). Los modelos loglineales presentan dos características que los hacen especialmente idóneos para este tipo de análisis: i) no asumen ninguna relación causal entre la variable dependiente y la independiente (por ejemplo, el nivel educativo de los cónyuges); ii) tienen en cuenta todas las interacciones posibles dentro del mercado matrimonial y descomponen cada uno de los efectos, ofreciendo parámetros específicos de pertenecer a un grupo A, el efecto de pertenecer a un grupo B y el efecto de pertenecer a A y a B simultáneamente.

En términos matemáticos, una versión simplificada del modelo loglineal es el modelo saturado (ecuación 1), en el que $\ln(F_{ij})$ es el logaritmo de la frecuencia de las celdas esperadas de los casos ij y donde, i, j se refieren a las categorías dentro de las variables M (educación del hombre), F (educación de la mujer). μ_{ij}^{MF} expresa la interacción entre el efecto de la educación del hombre y de la mujer.

$$\ln(F_{ijk}) = \mu + \mu_i^M + \mu_j^F + \mu_{ij}^{MF} \quad (\text{ecuación 1})$$

Este modelo es general y no clasifica por tipo de unión; por otra parte, incluye todos los posibles efectos de interacciones unidireccionales y bidireccionales en un cuadro de contingencia de doble entrada. Además, este modelo no asume ninguna restricción en la asociación entre la educación del hombre y la mujer; lo que sí asume es que el patrón de emparejamiento para personas casadas y que cohabitan es idéntico.

De la misma manera, cuando queremos diferenciar por tipo de unión utilizamos un modelo loglineal más sofisticado que el anterior (ecuación 2). Este modelo queda formulado de la siguiente manera:

$$\ln(F_{ijk}) = \mu + \mu_i^M + \mu_j^F + \mu_k^U + \mu_{ik}^{MU} + \mu_{jk}^{FU} + \mu_{ij}^{MF} + \mu_{ijk}^{UMF} \quad (\text{ecuación 2})$$

Donde $\ln(F_{ijk})$ es el logaritmo de la frecuencia de las celdas esperadas de los casos ijk , y donde i, j y k se refieren a las categorías dentro de las variables M (educación del hombre), F (educación de la mujer) y U (tipo de unión) respectivamente. μ hace referencia

a la media global del logaritmo natural de las frecuencias esperadas, μ_i^M es el efecto que la educación del hombre i tiene en las frecuencias de la celda. μ_j^F es el efecto que la educación de la mujer j tiene en las frecuencias de la celda y μ_k^U es el efecto que el tipo de unión k tiene en las frecuencias de la celda. μ_{ik}^{MU} y μ_{jk}^{FU} se definen como el efecto de interacción entre la educación del hombre y el tipo de unión (MU) y la educación de la mujer y el tipo de unión (FU). μ_{ijk}^{UMF} expresa la interacción entre el efecto de la educación del hombre y la mujer diferenciando por el tipo de unión μ_{ij}^{MF} al igual que en el caso de la ecuación anterior, expresa la interacción entre el efecto de la educación del hombre y de la mujer. Para medir la distancia entre grupos educativos en el mercado matrimonial a lo largo del tiempo utilizamos el parámetro μ_{ijk}^{UMF} de la ecuación 2. Con este parámetro obtenemos los resultados diferenciados por tipo de unión. Cuando buscamos un resultado global para ambos tipos de unión utilizamos el parámetro μ_{ij}^{MF} de la ecuación 1. Aplicando el antilogaritmo, obtenemos razones de tasas, a cuya interpretación se hará referencia en el apartado de resultados.

C. Resultados

1. Resultados descriptivos

En el cuadro 1 presentamos el porcentaje de población en el rango de edad de 25 a 34 años por nivel educativo, sexo, país y ronda censal. En primer lugar, los datos muestran que el porcentaje de personas con un nivel educativo inferior al primario se ha reducido en las últimas cuatro décadas, mientras que ha aumentado el porcentaje de personas en las categorías de primaria completa, secundaria completa y universidad completa. En segundo lugar, el porcentaje de mujeres en las categorías de secundaria y universidad ha crecido y en la actualidad sobrepasa al porcentaje de hombres en esas categorías. Tercero, en cuanto a las diferencias entre regiones y países, a pesar de la expansión educativa que se ha producido en América Latina, el peso de la población en los niveles de educación secundaria y terciaria sigue siendo inferior al de los Estados Unidos. Por países, el Brasil y la República Dominicana presentan los niveles más altos de personas con estudios inferiores a primaria en la ronda de censos de 2010. En el lado opuesto, Costa Rica y Panamá presentan un mayor número de personas en el nivel terciario para ese mismo período.

En el cuadro 2 se muestra la distribución de mujeres en unión por nivel educativo, nacionalidad y ronda censal. El porcentaje de mujeres en unión en las edades de 25 a 34 años se sitúa por encima del 60% en todos los países y apenas ha experimentado variación alguna a lo largo del tiempo. La razón es que, pese a la expansión educativa y al incremento del porcentaje de mujeres en las categorías educativas más altas, la edad para formar una pareja estable ha permanecido constante en América Latina (Castro, 2002; Esteve, López y Spijker, 2013).

Cuadro 1
Proporción de personas por nivel educativo, sexo, país y ronda censal, (25-34 años)
(En porcentajes)

	Primaria incompleta						Primaria completa						Secundaria incompleta						Secundaria completa					
	1970	1980	1990	2000	2010		1970	1980	1990	2000	2010		1970	1980	1990	2000	2010		1970	1980	1990	2000	2010	
Hombres																								
Brasil	85.0	69.5	55.3	48.6	28.9	-	8.0	15.2	23.4	27.0	30.8	-	4.7	10.6	16.4	20.0	31.9	-	2.2	4.8	4.9	4.4	8.5	-
Chile	39.1	21.9	13.5	7.8	-	-	46.5	51.3	50.5	40.6	-	-	11.3	22.2	31.4	43.8	-	-	3.0	4.6	4.7	7.8	-	-
Colombia	72.1	51.6	44.0	47.9	-	-	11.2	15.1	18.4	11.8	-	-	9.5	20.6	23.4	26.3	-	-	6.6	12.2	14.3	13.7	-	-
Costa Rica	52.7	23.2	-	17.3	12.8	-	32.5	48.3	-	54.0	46.6	-	10.4	20.8	-	18.4	18.9	-	4.4	7.7	-	10.4	21.7	-
Ecuador	55.1	34.7	20.6	20.7	11.9	-	34.7	44.4	46.6	44.8	41.0	-	7.4	14.9	23.9	26.2	36.5	-	2.8	6.0	8.8	8.3	10.7	-
Estados Unidos	2.7	1.7	1.5	1.7	1.6	-	25.4	13.9	12.0	12.3	10.1	-	53.0	58.2	64.8	61.8	59.1	-	18.9	26.3	21.7	24.2	29.1	-
México	69.1	-	27.0	19.2	18.6	-	25.1	-	47.2	55.4	55.3	-	2.4	-	14.6	15.6	17.1	-	3.4	-	11.2	9.8	9.1	-
Nicaragua	78.4	-	49.4	44.8	-	-	14.2	-	34.3	32.2	-	-	4.7	-	11.6	15.9	-	-	2.7	-	4.7	7.1	-	-
Panamá	45.7	28.2	14.1	12.1	9.1	-	40.3	48.6	51.4	48.5	42.1	-	10.3	16.0	26.3	29.8	34.5	-	3.8	7.1	8.2	9.6	14.3	-
Paraguay	65.3	49.9	34.6	25.2	-	-	26.7	43.6	44.9	48.5	-	-	5.6	3.3	16.2	20.6	-	-	2.4	3.2	4.3	5.7	-	-
República Dominicana	-	56.3	-	31.2	26.0	-	-	28.9	-	43.9	36.7	-	-	11.9	-	15.6	17.7	-	-	2.9	-	5.3	7.2	-
Uruguay	32.2	16.5	11.5	-	5.9	-	46.6	50.4	74.0	-	-	-	61.6	19.2	29.5	8.8	-	-	1.9	3.6	5.6	5.9	-	-
Venezuela (República Bolivariana de)	50.9	25.0	34.8	17.4	-	-	31.1	37.8	33.1	30.5	-	-	11.6	17.5	20.1	33.2	-	-	6.3	12.4	12.0	18.8	-	-
Mujeres																								
Brasil	87.0	69.6	53.1	42.5	22.9	-	6.6	13.9	22.3	26.8	28.4	-	5.5	12.3	18.8	24.5	35.7	-	1.0	4.2	5.8	6.1	13.0	-
Chile	42.3	24.1	12.3	7.3	-	-	45.8	49.1	48.0	38.7	-	-	10.4	23.9	36.1	47.3	-	-	1.5	2.9	3.6	6.8	-	-
Colombia	77.1	51.4	41.3	41.5	-	-	10.5	15.8	18.9	11.8	-	-	9.4	22.5	25.4	29.3	-	-	2.3	9.9	14.4	17.3	-	-
Costa Rica	53.5	25.7	-	15.4	11.6	-	33.4	46.2	-	53.5	42.5	-	8.4	21.4	-	20.8	19.7	-	4.7	6.6	-	10.3	26.2	-
Ecuador	64.6	42.9	26.2	20.9	12.0	-	27.9	38.7	42.1	41.9	39.1	-	6.9	15.3	24.1	19.0	36.0	-	0.8	3.1	7.6	8.2	12.9	-
Estados Unidos	2.4	1.4	1.2	1.2	1.2	-	26.1	14.5	10.3	9.6	7.1	-	59.5	63.7	67.1	61.3	53.7	-	11.9	20.4	21.4	27.8	38.0	-
México	72.8	-	33.1	21.8	20.7	-	24.9	-	40.5	53.4	53.6	-	1.5	-	13.5	16.2	16.8	-	0.8	-	6.9	8.7	8.9	-
Nicaragua	81.4	-	47.9	40.1	-	-	14.7	-	32.9	32.7	-	-	3.4	-	14.5	18.8	-	-	0.6	-	4.6	8.4	-	-
Panamá	46.2	29.0	15.4	11.7	9.2	-	40.9	45.4	44.2	41.8	32.6	-	10.3	19.1	29.8	32.4	34.7	-	2.6	6.5	10.7	14.2	23.4	-
Paraguay	69.2	54.2	37.8	27.3	-	-	22.7	37.8	41.7	44.1	-	-	6.8	5.4	16.4	21.5	-	-	1.3	2.6	4.1	7.0	-	-
República Dominicana	-	60.5	-	25.7	18.3	-	-	24.9	-	41.4	31.2	-	-	12.6	-	20.5	19.1	-	-	2.0	-	6.1	8.4	-
Uruguay	30.1	13.7	9.4	-	3.8	-	50.2	54.1	68.9	-	53.9	-	18.0	28.3	14.0	-	33.4	-	1.7	3.9	7.7	-	9.0	-
Venezuela (República Bolivariana de)	56.1	30.6	30.8	12.7	-	-	28.4	36.2	31.9	26.3	-	-	12.5	18.5	22.6	34.5	-	-	2.9	10.8	14.7	26.3	-	-

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International: version 7.1 [dataset], Minneapolis, 2018 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>.

Cuadro 2
Mujeres en unión (casadas o en cohabitación) por nivel educativo, país y ronda censal (25-34 años)
(En porcentajes)

	Primaria incompleta					Primaria completa					Secundaria incompleta					Secundaria completa									
	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010
Brasil	77,5	79,3	77,4	76,5	71,9	66,7	68,8	71,7	72,0	70,7	59,8	61,8	62,2	59,9	62,8	53,0	59,9	57,9	52,8	52,9	61,1	60,8	60,7	48,9	-
Chile	72,5	73,7	72,0	66,9	-	71,1	73,0	75,0	71,3	-	65,9	64,3	65,3	60,6	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Colombia	72,0	73,6	73,2	74,8	-	68,7	71,1	71,1	73,4	-	64,4	63,8	65,2	64,1	-	55,3	50,3	50,4	50,4	-	-	-	-	-	-
Costa Rica	77,8	77,1	74,6	72,0	74,6	69,6	74,2	-	76,7	69,3	66,9	66,3	-	64,8	58,0	74,5	63,6	-	55,5	49,2	-	-	-	-	-
Ecuador	80,4	82,1	81,3	77,0	73,8	71,7	76,2	78,1	76,7	75,6	61,5	66,1	66,6	67,5	65,5	56,9	56,8	57,3	55,6	53,4	-	-	-	-	-
México	83,5	-	84,2	80,5	75,1	72,5	-	79,3	77,8	76,1	71,1	-	67,2	67,8	63,7	62,5	-	58,8	54,8	49,7	-	-	-	-	-
Nicaragua	78,6	-	77,2	76,1	-	73,5	-	71,8	73,3	-	72,6	-	63,6	63,5	-	60,6	-	56,4	51,9	-	-	-	-	-	-
Panamá	80,8	80,6	81,7	79,9	77,6	72,8	73,8	73,8	76,4	76,3	67,0	66,9	63,5	64,4	67,3	65,2	58,0	55,4	51,0	57,5	-	-	-	-	-
Paraguay	73,3	76,1	81,3	79,1	-	69,5	71,0	77,1	77,2	-	65,9	64,7	67,8	64,3	-	52,2	56,7	55,4	54,3	-	-	-	-	-	-
República Dominicana	-	76,6	-	75,7	72,6	-	67,2	-	72,6	69,7	-	57,3	-	61,9	61,4	-	50,9	-	58,6	55,6	-	-	-	-	-
Uruguay	77,6	79,5	76,8	-	50,9	75,7	76,8	75,5	-	70,8	67,1	68,0	63,9	-	58,9	66,0	63,8	59,3	-	60,8	-	-	-	-	-
Venezuela (República Bolivariana de)	73,4	76,2	75,6	72,1	-	72,7	72,3	71,9	73,1	-	69,0	66,6	64,8	68,3	-	60,2	57,3	54,9	53,3	-	-	-	-	-	-

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International: version 7.1 [dataset], Minneapolis, 2018 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>.

Como hemos visto, los porcentajes de mujeres unidas de 25 a 34 años superan el 60% y se mantienen constantes en el tiempo. Sin embargo, de acuerdo con el cuadro 3, que muestra el número de mujeres en unión consensual sobre el total de mujeres en unión, se produjeron cambios notables en las últimas cuatro décadas. En primer lugar, el porcentaje de mujeres que cohabitan no se distribuye de manera similar entre los diferentes grupos educativos. De hecho, los porcentajes de cohabitación disminuyen a medida que se incrementa el nivel educativo de la mujer en todos los países. En segundo lugar, las diferencias por nivel educativo se han reducido en las últimas décadas. Mientras que en 1970 la cohabitación apenas tenía presencia en el nivel de educación terciaria, a partir de 1990 se produjo un cambio de tendencia y aumentó su importancia. Un ejemplo es el caso de Panamá, donde la cohabitación en educación terciaria pasó del 0,6% en 1970 al 42% en 2010. Por último, si observamos las diferencias entre países, se comprueba una tendencia al alza de la cohabitación a lo largo del tiempo. Esta tendencia se da tanto a nivel general como dentro de cada nivel educativo.

En el gráfico 1 se muestra el porcentaje de parejas homógamas por nivel educativo, tipo de unión y país a lo largo del tiempo. En ambos tipos de unión el porcentaje de parejas homógamas es relativamente alto, aunque en la categoría de estudios inferiores a primaria estos porcentajes han disminuido a lo largo del tiempo. A diferencia de la categoría educativa inferior a primaria, en el caso del nivel de educación terciaria el porcentaje de parejas homógamas se ha incrementado. En la década de 1970, los porcentajes más altos de homogamia educativa se observan en los extremos de la jerarquía educativa: primaria incompleta y universidad. Por tipo de unión, los matrimonios son más homógamos que las uniones libres pero la brecha por tipo de unión se ha reducido en el tiempo.

Por último, si nos centramos en las diferencias existentes entre la región de América Latina y los Estados Unidos, los porcentajes de homogamia entre personas casadas en la categoría educación inferior a primaria en los Estados Unidos fueron mínimos comparados con los países de América Latina. Sin embargo, esta diferencia se ha ido reduciendo. Como resultado de ello, en 2010 los Estados Unidos muestran porcentajes similares o incluso mayores (34,8%) que otros países como Costa Rica (31,3%) y el Ecuador (31,6%) en esta misma categoría educativa. En el caso de la educación terciaria, los Estados Unidos presentan porcentajes más altos de parejas homógamas casadas (71,1%) que el resto de países, y esta tendencia se ha mantenido estable a lo largo del tiempo. Por ejemplo, en 2010 México era el país con mayor porcentaje de parejas casadas homógamas en el nivel terciario de América Latina (59,2%). Sin embargo, esta cifra es mucho más baja que la registrada en los Estados Unidos en ese mismo año (64%).

Cuadro 3
Proporción de mujeres en unión consensual sobre el total de mujeres por nivel educativo, país y ronda censal, 25-34 años
(En porcentajes)

	Primaria incompleta				Primaria completa				Secundaria completa				Universidad completa							
	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010
Brasil	7,9	14,0	24,6	42,4	60,0	3,6	10,6	19,9	36,5	54,5	1,7	5,5	12,2	24,2	40,8	2,0	5,1	9,1	15,9	25,3
Chile	7,5	1,1	20,2	32,3	-	2,9	6,5	12,6	24,5	-	0,5	2,5	6,2	16,7	-	0,4	0,9	4,7	14,9	-
Colombia	22,4	39,2	56,0	68,8	-	6,9	28,4	48,0	69,8	-	2,7	17,0	35,4	59,6	-	1,5	6,7	19,7	40,8	-
Costa Rica	23,2	31,1	-	53,5	65,6	10,1	17,8	-	29,1	46,5	1,9	6,9	-	17,2	39,0	2,3	2,7	-	10,2	25,2
Ecuador	31,4	34,9	38,8	46,2	56,0	18,1	27,5	31,7	39,6	50,0	3,1	8,3	14,3	22,9	38,2	6,7	5,9	9,4	14,3	21,6
México	18,0	-	20,2	29,5	45,2	5,1	-	11,9	21,6	34,7	4,7	-	6,6	12,4	26,2	4,4	-	4,4	8,0	19,1
Nicaragua	45,9	-	60,2	60,8	-	13,6	-	52,3	54,6	-	1,8	-	32,3	39,6	-	2,5	-	17,2	21,1	-
Panamá	74,5	76,5	77,9	82,4	87,4	47,6	51,9	59,0	67,6	79,6	11,4	18,6	30,8	46,1	65,8	0,6	9,4	16,8	22,0	42,0
Paraguay	32,5	30,4	32,7	43,4	-	14,4	18,4	25,6	37,9	-	1,3	2,7	9,6	20,9	-	0,5	1,4	6,3	9,8	-
República Dominicana	-	72,4	-	82,5	90,2	-	46,4	-	70,3	85,3	-	10,5	-	43,1	69,1	-	2,2	-	24,0	40,3
Uruguay	15,5	27,9	34,8	-	22,8	6,6	13,6	21,4	-	33,8	2,6	6,9	11,4	-	41,9	1,4	3,5	12,1	-	52,8
Venezuela (República Bolivariana de)	45,0	52,1	56,9	70,1	-	15,8	29,8	42,2	61,3	-	3,3	14,6	24,9	45,4	-	1,3	7,7	10,1	21,3	-

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International: version 7.1 [dataset], Minneapolis, 2018 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>.

Gráfico 1
Proporción de parejas homogamas por nivel educativo y tipo de unión, 1970-2010
 (En porcentajes)

A. Casadas

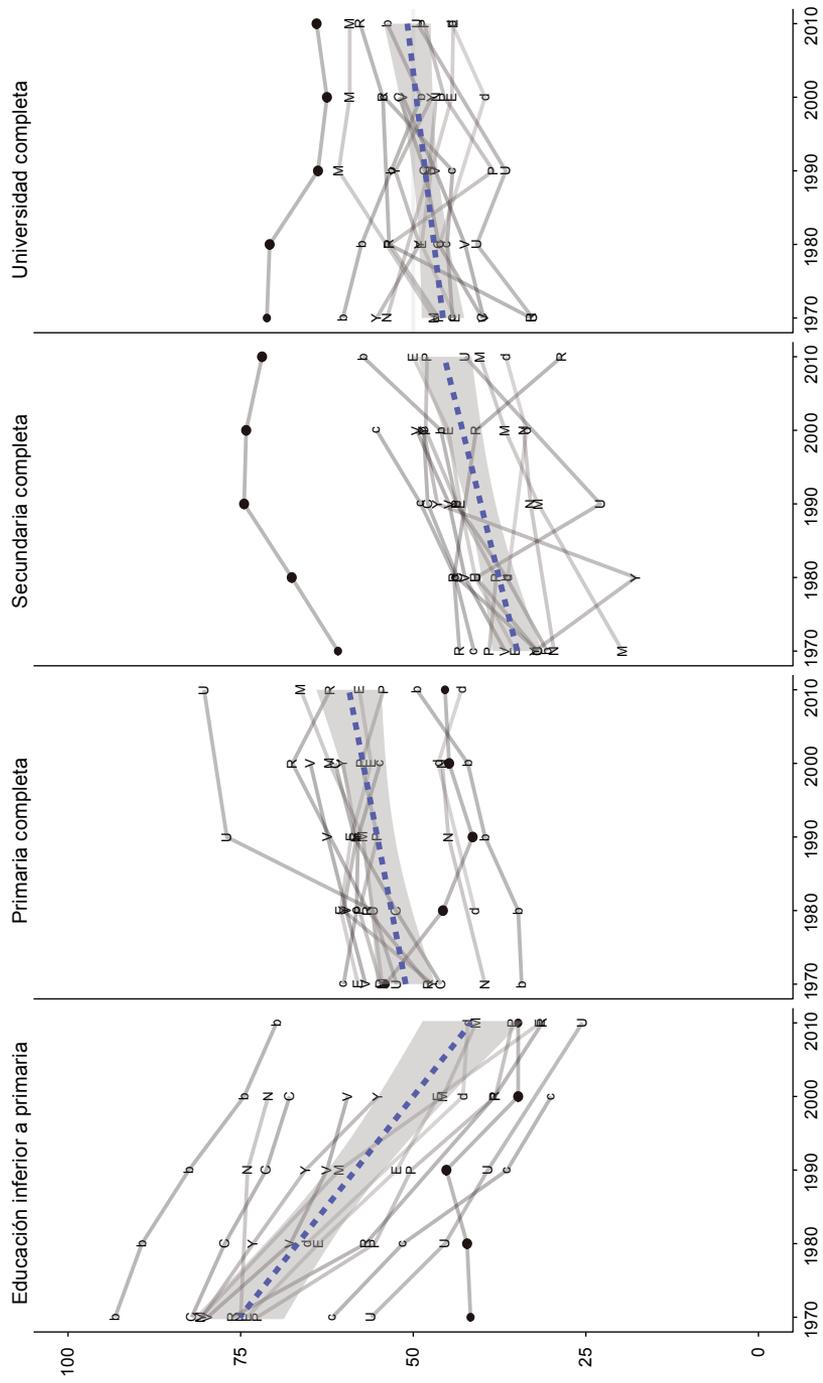
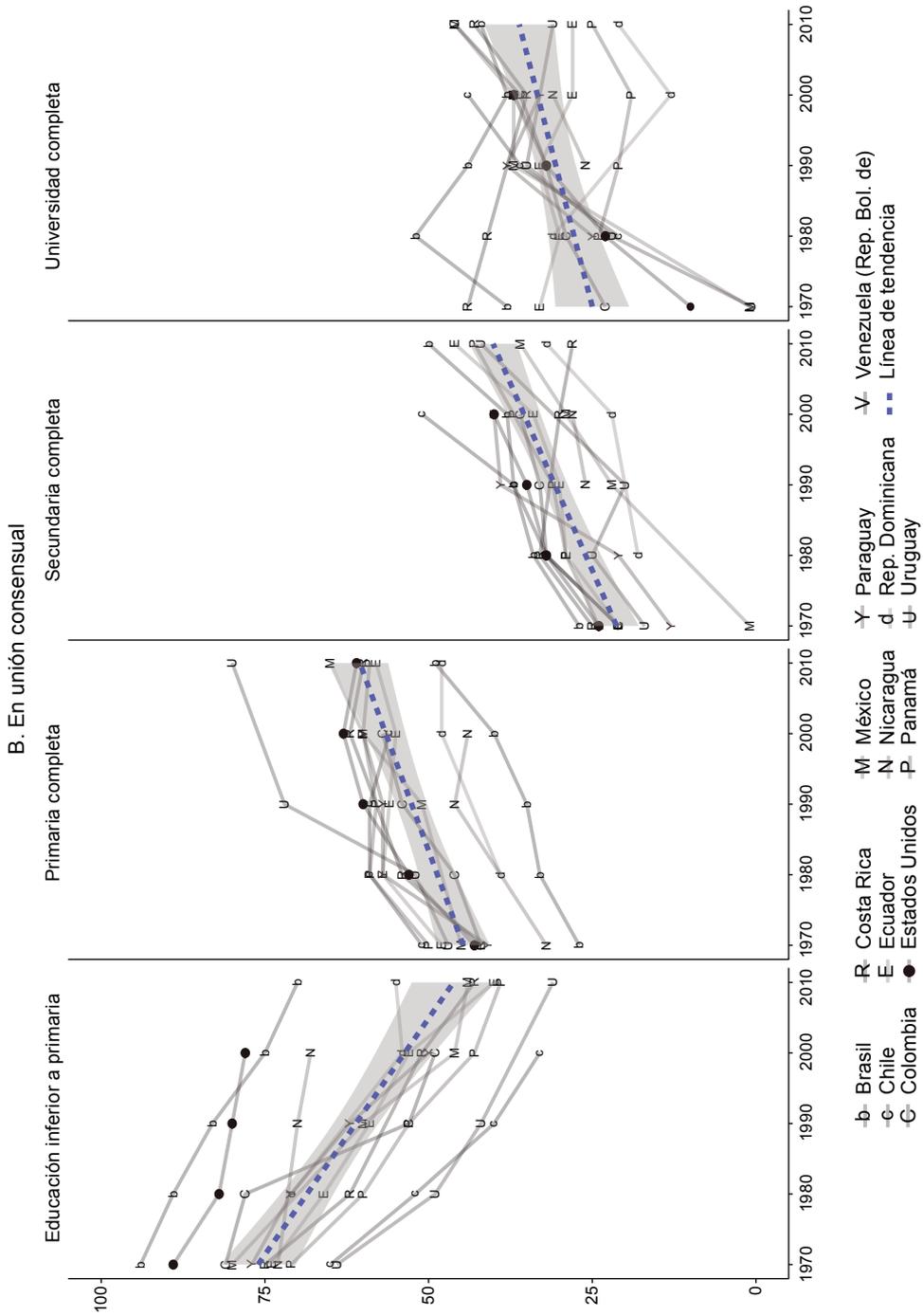


Gráfico 1 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International: version 7.1 [dataset], Minneapolis, 2018 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>.

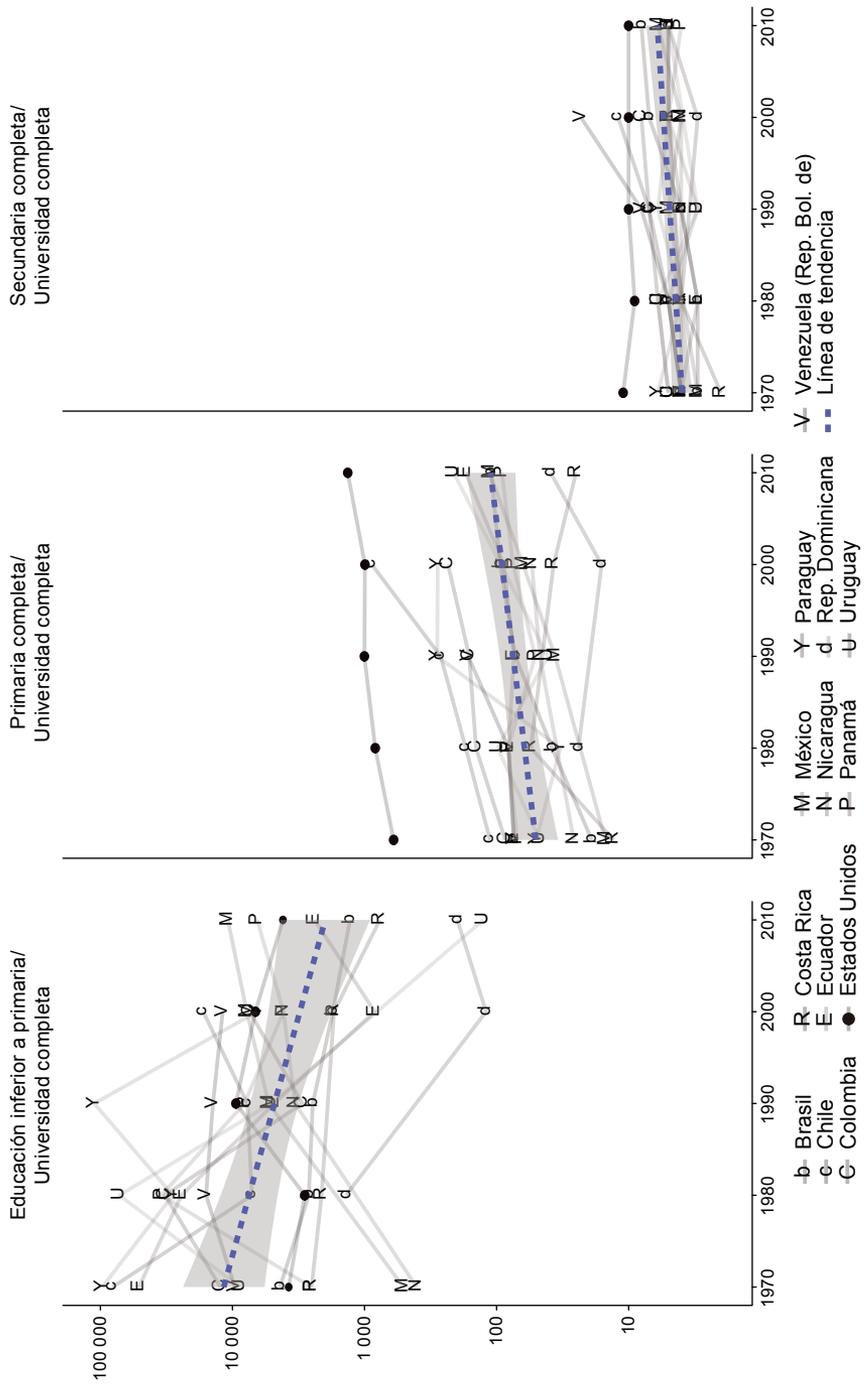
2. Modelos loglineales

En lo referente a los resultados obtenidos a través de los modelos loglineales, para medir la brecha entre universitarios y el resto de grupos educativos se ha utilizado la razón de tasas de los parámetros descritos en la metodología. Utilizamos el parámetro μ_{ij}^{MF} de la ecuación 1 cuando no diferenciamos por tipo de unión y el parámetro μ_{ijk}^{UMF} procedente del modelo 2 para distinguir por tipo de unión. Estos parámetros equivalen a los logaritmos de las razones de tasas. Por lo tanto, basta con deshacer el logaritmo para extraer las razones de tasas correspondientes. Tomando como referencia a la población universitaria, las razones de tasas que presentamos ponen en relación cada grupo educativo respecto al grupo con estudios universitarios completos y compara la probabilidad de que una pareja esté formada por dos universitarios respecto a la probabilidad de una pareja mixta entre universitario y el grupo educativo que se esté comparando. Los valores superiores a 1 indican una mayor propensión a la homogamia que a la heterogamia entre esos dos grupos. Los valores inferiores a 1 ponen de manifiesto la situación contraria. Y los valores iguales a 1 señalan ausencia de diferencias entre homogamia y heterogamia. En términos de distancia o brecha entre grupos, cuanto más elevada sea la razón de tasa, mayor será la brecha educativa entre esos dos grupos y, por lo tanto, menos frecuente es que se formen parejas mixtas.

Estos parámetros indican por nivel educativo cuántas parejas homógamas hay por una heterógama, teniendo en cuenta el tamaño de su población y los valores marginales. En este caso, la pareja heterógama hace referencia a la unión de un individuo de la categoría educativa analizada con uno de educación terciaria. Por ejemplo, una razón de tasas (o brecha) entre universidad y secundaria completa igual a 20 significa que, controlando por el tamaño de los grupos, una unión homógama entre universitarios es 20 veces más frecuente que una unión mixta entre universitarios y secundaria completa.

En el gráfico 2 se muestran los niveles y la tendencia en la brecha educativa entre universitarios y el resto de grupos educativos sin diferenciar por tipo de unión para los 12 países de América Latina más los Estados Unidos. El gráfico incluye una línea resumen de tendencia para el conjunto de los países de América Latina. En concreto, se indica la distancia entre primaria incompleta y universidad, primaria completa y universidad, y secundaria completa y universidad. Los resultados muestran que hay una importante estratificación por nivel educativo en todos los países. Más allá de los efectos del tamaño de los grupos, los modelos loglineales confirman que el mercado matrimonial está considerablemente estratificado por nivel educativo y que la brecha entre universitarios y el resto de grupos es mayor conforme comparamos grupos más alejados. Así, la distancia entre secundaria completa y universidad se sitúa generalmente entre 3 y 10, lo que indica que la propensión a la homogamia es entre 3 y 10 veces más elevada que la propensión a la heterogamia. Sin embargo, si comparamos universidad con primaria completa, un peldaño menos que secundaria completa, la brecha aumenta sustancialmente. Los valores observados se sitúan entre 15 (México 1970) y 880 (Chile 2000). Aún más significativa es la distancia entre universidad y primaria incompleta, que alcanza valores entre 403 (Nicaragua 1970) y varias decenas de millar (por ejemplo, México, Nicaragua y Chile).

Gráfico 2
Evolución de las barreras en el mercado matrimonial (parámetro μ_{ij}^{MF} de la ecuación 1), 1970-2010
(Razón de tasas)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International: version 7.1 [dataset], Minneapolis, 2018 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>.

La evolución de los parámetros en el tiempo muestra un aumento de la brecha educativa entre universitarios por un lado, y personas con educación secundaria y primaria completa por otro. Cabe tener presente que estos dos grupos son los que representan a la mayoría de la población. La población con primaria incompleta es prácticamente residual en los censos más recientes.

Por países, destacamos los casos de Chile y Venezuela (República Bolivariana de) por ser los que presentan un incremento más notorio de sus barreras matrimoniales. En el caso de Chile, la brecha entre universidad y primaria completa se incrementa de 112 en la ronda de 1970 a 880 en 2000, un aumento que multiplica por 2 la diferencia entre ambos años. En Venezuela (República Bolivariana de), la brecha entre universidad y secundaria completa creció de 4 en 1970 a 23 en 2000. Es decir, la dificultad de unión entre los niveles de secundaria y universidad se ha multiplicado por cinco.

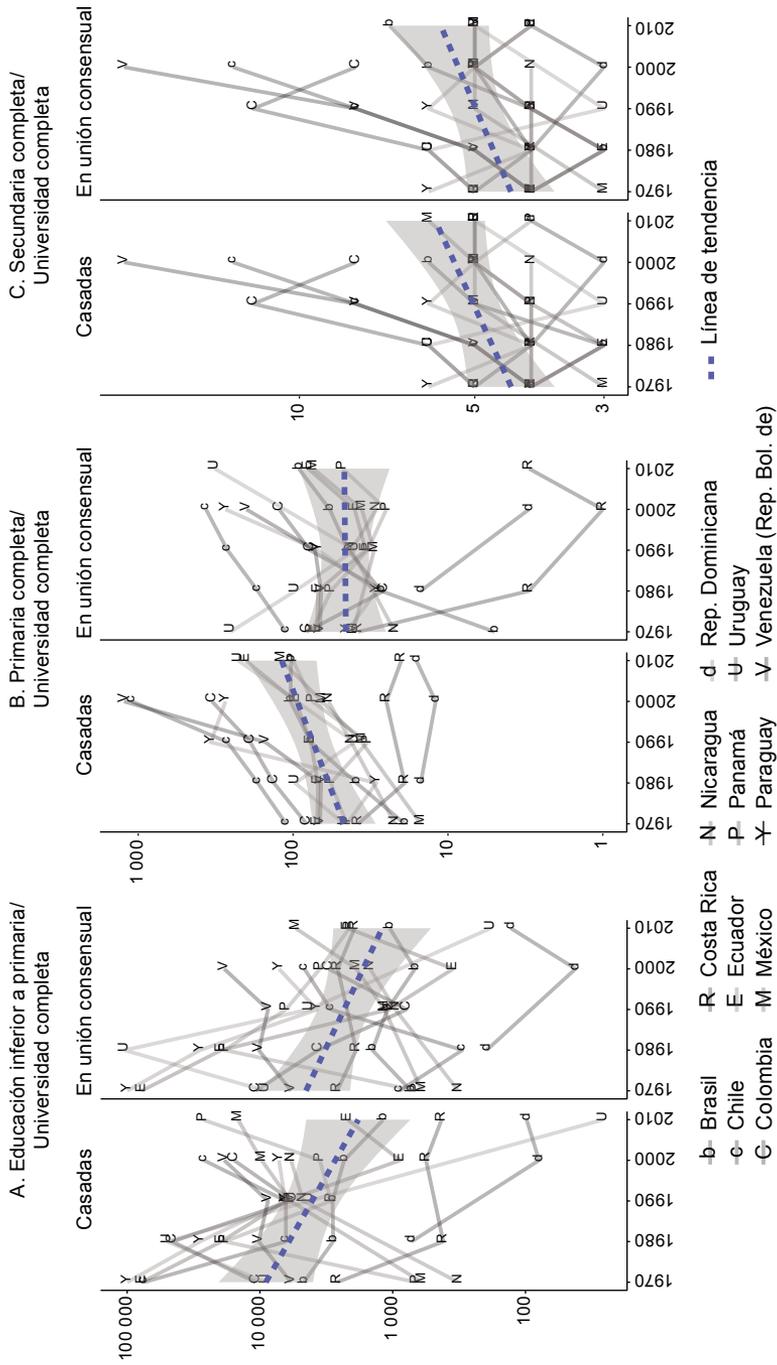
En los Estados Unidos, la brecha entre universitarios y el resto de grupos es mayor que en América Latina, a excepción de primaria incompleta, categoría muy residual en ese país. Sin embargo, las tendencias en el tiempo difieren. En los Estados Unidos se reduce la brecha entre universidad y secundaria completa y aumenta respecto a la primaria completa.

En el gráfico 3 se muestra la evolución de los parámetros de homogamia por tipo de unión. En relación con las pautas y tendencias, las conclusiones son similares a las del gráfico 2, con el añadido de que constatamos que la homogamia entre las parejas casadas es sistemáticamente mayor a la observada entre las parejas en unión libre. Sin embargo, la diferencia entre matrimonios y uniones libres varía en función del nivel educativo, siendo mayores en los niveles educativos inferiores. En promedio, las barreras entre universitarios y primaria incompleta es un 44% mayor en los matrimonios que en las uniones libres. Esta cifra disminuye hasta el 37% para el caso de primaria completa aunque sigue siendo superior en los matrimonios. Para la categoría de educación secundaria las diferencias son mínimas, siendo un 2% superior en el caso de los matrimonios.

C. Conclusiones

En este estudio hemos examinado el mercado matrimonial y su sistema de estratificación educativa en parejas jóvenes de 12 países de América Latina y en los Estados Unidos. El objetivo principal era medir la brecha educativa entre la población universitaria y el resto de grupos educativos de forma comparada y en el tiempo. Los resultados muestran el elevado grado de estratificación educativa de los mercados matrimoniales en América Latina que, por lo general, generan un número de parejas homogamas muy por encima de lo que esperaríamos en condiciones de aleatoriedad. Se trata de un resultado que ha sido corroborado en estudios previos relativos no solo a América Latina sino a un gran número de países. La novedad de este estudio ha consistido en abordar la homogamia desde el punto de vista de la brecha que separa a universitarios y el resto de grupos educativos, entendiendo, como muestran numerosos estudios previos, que la educación universitaria se ha convertido en la barrera más relevante de las sociedades contemporáneas. En América Latina no se trata solo de una barrera educativa sino de una barrera social, en tanto que el acceso a los estudios universitarios —especialmente a las universidades de élite— está supeditado en gran medida a la condición social.

Gráfico 3
Evolución de las barreras del matrimonio y la unión consensual en el mercado matrimonial (parámetro μ_{ijk}^{UMF} de la ecuación 2), 1970-2010
(Razón de tasas)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International: version 7.1 [dataset], Minneapolis, 2018 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>.

En este contexto, nuestros resultados constatan la brecha que existe en el mercado matrimonial entre universitarios y el resto de los grupos. Es una brecha que aumenta conforme descendemos en la jerarquía educativa. En promedio, en América Latina la distancia respecto a los universitarios se multiplica por 5 en el caso de secundaria completa y por 109 en media en la categoría de primaria completa. Esta cifra aumenta en mayor proporción, alcanzando niveles de hasta 1 306 en media para primaria incompleta. En otras palabras, la población con primaria completa está cientos de veces más alejada de la población universitaria que la población con secundaria completa. Las tendencias en el tiempo muestran claramente una consolidación y ampliación de esas distancias, coherente con la idea de que la expansión educativa ha desplazado la frontera social hacia niveles educativos más elevados. Los resultados dan a entender que la frontera entre primaria incompleta y primaria completa que pudo existir en el pasado se ha desplazado a uno o incluso dos niveles superiores. Esto explicaría el motivo por el cual la brecha entre primaria incompleta y universidad ha disminuido en el tiempo mientras que la que separa primaria completa y universidad ha aumentado. Esta tendencia aparentemente contradictoria estaría indicando que, a efectos de mercado matrimonial, la frontera entre la primaria completa y la incompleta en años recientes sería más permeable que en la década de 1970.

En referencia al tipo de unión, América Latina continúa presentando diferencias entre matrimonios y uniones consensuales en el porcentaje de parejas homogamas a lo largo del tiempo, sobre todo en los niveles más instruidos de la sociedad.

Por países, las tendencias observadas no presentan grandes diferencias, aunque los niveles de homogamia varían sustancialmente. Chile y Venezuela (República Bolivariana de) son los países con unos mayores niveles de desigualdad y distancia social entre grupos educativos mientras que, por la parte baja, destacan Costa Rica y la República Dominicana. En cualquier caso, los niveles de homogamia en América Latina son sistemáticamente inferiores a los de Estados Unidos, con muy pocas excepciones. La brecha entre universidad y secundaria completa en Estados Unidos es un 8% mayor a la de la media de América Latina en todos los años. Sin embargo, las tendencias son opuestas. Estados Unidos muestra una reducción de las distancias entre 1970 y 2010, mientras que en América Latina ocurre lo contrario.

El carácter descriptivo y exploratorio de este trabajo abre la puerta a futuras líneas de investigación con carácter más analítico y explicativo. La interacción entre clase social y educación obliga a una honda reflexión y probablemente explique parte de la dinámica observada con estos datos. Los niveles observados de homogamia educativa y las diferencias educativas deberían ser corroborados por otros estudios que incorporen variables adicionales que también desempeñan un papel importante en la formación de parejas: etnia, clase social y religión, entre otras. Resultaría también muy interesante diferenciar dentro de cada nivel educativo, en función del carácter más o menos elitista de la institución educativa o de otros criterios, como tipo de estudios. El estudio de la homogamia educativa en América Latina presenta un interés comparativo en relación con la evolución observada en otros países y, a su vez, puede ser un buen termómetro de la persistente desigualdad social que caracteriza a la región.

Bibliografía

- Becker, G. (1973), "A theory of marriage: part I", *Journal of Political Economy*, vol. 81, N° 4, julio-agosto.
- Blossfeld, H. (2009), "Educational assortative marriage in comparative perspective", *Annual Review of Sociology*, vol. 35.
- Blossfeld, H. y A. Timm (eds.) (2003), *Who Marries Whom?: Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, Londres, Kluwer Academic Publishers.
- Bourdieu, P. y J. Passeron (1977), *Reproduction in Education, Society and Culture*, Beverly Hills, Sage.
- Castro, T. (2002), "Consensual unions in Latin America: persistence of a dual nuptiality system", *Journal of Comparative Family Studies*, vol. 33, N° 1.
- (2001), "Matrimonios sin papeles en Centroamérica: persistencia de un sistema dual de nupcialidad", *Población del Istmo 2000: familia, migración, violencia y medio ambiente*, L. Rosero Bixby (ed.), San José, Centro Centroamericano de Población (CCP), Universidad de Costa Rica.
- Chiroleu, A. (2013), "Políticas públicas de educación superior en América Latina: ¿democratización o expansión de las oportunidades en el nivel superior?", *Espacio Abierto*, vol. 22, N° 2.
- Costa, C. (2009), *Desigualdade de Oportunidades no Brasil*, Belo Horizonte, Argvmentvm.
- De Hauw, Y., A. Grow y J. van Bavel (2017), "The reversed gender gap in education and assortative mating in Europe", *European Journal of Population*, vol. 33, N° 4.
- Dubet, F. (2011), *Repensar la justicia social: contra el mito de la igualdad de oportunidades*, Buenos Aires, Siglo XXI.
- Esteve, A. (2005), "Tendencias en homogamia educacional en México: 1970-2000", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 20, N° 2.
- Esteve, A. y C. Cortina (2006), "Changes in educational assortative mating in contemporary Spain", *Demographic Research*, vol. 14.
- Esteve, A. y R. McCaa (2007), "Homogamia educativa en México y Brasil, 1970-2000: pautas y tendencias", *Latin American Research Review*, vol. 42, N° 2.
- Esteve, A., J. García-Román e I. Permanyer (2012), "The gender-gap reversal in education and its effect on union formation: the end of hypergamy?", *Population and Development Review*, vol. 38, N° 3.
- Esteve, A., R. Lesthaeghe y A. López-Gay (2012), "The Latin American cohabitation boom, 1970-2007", *Population and Development Review*, vol. 38, N° 1.
- Esteve, A., L. López y J. Spijker (2013), "Disentangling how educational expansion did not increase women's age at union formation in Latin America from 1970 to 2000", *Demographic Research*, vol. 28.
- Esteve, A., R. McCaa y L. López (2013), "The educational homogamy gap between married and cohabiting couples in Latin America", *Population Research and Policy Review*, vol. 32, N° 1.
- Gullickson, A. y F. Torche (2014), "Patterns of racial and educational assortative mating in Brazil", *Demography*, vol. 51, N° 3.
- Kalmijn, M. (1994), "Assortative mating by cultural and economic occupational status", *American Journal of Sociology*, vol. 100, N° 2.
- (1991a), "Shifting boundaries: trends in religious and educational homogamy", *American Sociological Review*, vol. 56, N° 6.
- (1991b), "Status homogamy in the United States", *American Journal of Sociology*, vol. 97, N° 2.
- López, L., A. Esteve y A. Cabré (2015), "Distancia social y uniones conyugales en América Latina", *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 2, N° 2.

- (2009), “Uniones consensuales y matrimonios en América Latina: ¿dos patrones de homogamia educativa?”, *Papeles de Población*, vol. 15, N° 60.
- Lucas, S. (2001), “Effectively maintained inequality: education transitions, track mobility, and social background effects”, *American Journal of Sociology*, vol. 106, N° 6.
- Mare, R. (1991), “Five decades of educational assortative mating”, *American Sociological Review*, vol. 56, N° 1.
- Marteleto, L. y otros (2012), “Educational inequalities among Latin American adolescents: continuities and changes over the 1980s, 1990s and 2000s” *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 30, N° 3.
- Mazzeo, V. (2011), “¿Existe homogamia educativa en la elección del cónyuge?”, *Población de Buenos Aires*, año 8, N° 14.
- Minnesota Population Center (2018), Integrated Public Use Microdata Series, International: version 7.1 [dataset], Minneapolis [en línea] <https://doi.org/10.18128/Dozo.V7.1>.
- Oppenheimer, V. (1988), “A theory of marriage timing”, *American Journal of Sociology*, vol. 94, N° 3.
- Pagnini, D. y S. Morgan (1990), “Intermarriage and social distance among U.S. immigrants at the turn of the century”, *American Sociological Review*, vol. 96, N° 2.
- Pullum, T. y A. Peri (1999), “A multivariate analysis of homogamy in Montevideo, Uruguay”, *Population Studies*, vol. 53, N° 3.
- Qian, Z. (1998), “Changes in assortative mating: the impact of age and education, 1970–1990”, *Demography*, vol. 35, N° 3.
- Quilodrán, J. (2003), “La familia, referentes en transición”, *Papeles de Población*, vol. 9, N° 37.
- (2001), “L'union libre latinoaméricaine a t-elle changée de nature?”, ponencia presentada en la XXIV Conferencia General de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (IUSSP), Salvador de Bahía.
- Quilodrán, J. y V. Sosa (2004), “El emparejamiento conyugal: una dimensión poco estudiada de la formación de las parejas”, *Imágenes de la familia en el cambio de siglo*, M. Ariza y O. de Oliveira (coords.), Ciudad de México, Instituto de Investigaciones Sociales (IIS), Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Rodríguez Vignoli, J. (2005), “Unión y cohabitación en América Latina: ¿modernidad, exclusión, diversidad?”, *serie Población y Desarrollo*, N° 57 (LC/L.2234-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Rodríguez, S. (2011), “Pautas matrimoniales en Argentina a principios del s.XXI: un análisis de homogamia/heterogamia educacional”, *Praxis Sociológica*, N° 15.
- Rose, E. (2004), “Education and hypergamy in marriage markets”, *Working Paper*, N° 2004-01, Center for Research on Families, Universidad de Washington.
- Rosenfeld, M. (2008), “Racial, educational, and religious endogamy in the United States: a comparative historical perspective”, *Social Forces*, vol. 87, N° 1.
- Salinas, V. (2018), “Hacia la medición del riesgo de disolución del matrimonio en Chile”, *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 33, N° 3.
- Schwartz, C. (2013), “Trends and variation in assortative mating: causes and consequences”, *Annual Review of Sociology*, vol. 39.
- Schwartz, C. y R. Mare (2005), “Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003”, *Demography*, vol. 42, N° 4.
- Smits, J. (2003), “Social closure among the higher educated: trends in educational homogamy in 55 countries”, *Social Science Research*, vol. 32, N° 2.

- Smits, J., W. Ultee y J. Lammers (1998), "Educational homogamy in 65 countries: an explanation of differences in openness using country-level explanatory variables", *American Sociological Review*, vol. 63, N° 2.
- Solís, P. (2013), "Desigualdad vertical y horizontal en las transiciones educativas en México", *Estudios Sociológicos*, vol. 31.
- Torche, F. (2010), "Educational assortative mating and economic inequality: a comparative analysis of three Latin American countries", *Demography*, vol. 47, N° 2.
- Torrado, S. (2003), "La pareja (nupcialidad)", *Historia de la familia en la Argentina moderna (1870-2000)*, S. Torrado, Buenos Aires, Ediciones de la Flor.
- Zenteno, R. y P. Solís (2006), "Continuidades y discontinuidades en la movilidad ocupacional en México", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 21, N° 3.

Cuadro A1.2
Evolución del valor de los parámetros de las barreras en el mercado matrimonial (parámetro μ_{ij}^{MF} de la ecuación 1), 1970-2010

	Primaria incompleta/Universidad completa					Primaria completa/Universidad completa					Secundaria completa/Universidad completa				
	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010
Brasil	4 359	2 644	2 465	1 737	1 287	19	38	72	94	110	3	3	4	7	8
Chile	80 822	7 115	7 708	16 647	-	112	171	265	880	-	4	5	7	12	-
Colombia	12 333	32 533	2 951	7 406	-	86	143	161	233	-	5	6	7	8	-
Costa Rica	2 515	2 115	-	1 703	765	13	55	-	37	25	2	4	-	5	5
Ecuador	51 021	24 343	4 817	837	2 392	74	81	74	88	171	4	3	4	5	5
Estados Unidos	3 752	2 836	9 414	6 701	4 146	602	829	1 002	992	1 339	13	-	10	10	10
México	508	-	5 324	7 785	10 829	15	-	36	63	113	3	-	5	4	6
Nicaragua	403	-	3 361	4 105	-	26	-	47	54	-	4	-	4	4	4
Panamá	2 540	34 544	8 103	4 105	6 503	70	82	51	75	91	4	5	3	5	4
Paraguay	96 761	28 283	11 130	6 503	-	50	33	281	279	-	6	4	6	5	-
República Dominicana	-	1 380	-	120	198	-	24	-	16	39	-	4	-	3	5
Uruguay	8 778	71 682	5 115	-	126	47	98	41	-	211	5	6	3	-	5
Venezuela (República Bolivariana de)	9 605	15 835	14 045	11 849	-	74	81	164	-	-	4	5	8	23	-
Promedio América Latina	24 513	22 047	6 502	5 709	3 157	53	81	119	182	109	4	5	5	7	5

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International: version 7.1 [dataset], Minneapolis, 2018 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>

Cuadro A.1.3
Evolución del valor de los parámetros de las barreras al matrimonio y unión consensual (parámetro μ_{ijk}^{UMF} de la ecuación 2), 1970-2010

	Primaria incompleta /Universidad completa				Primaria completa /Universidad completa				Secundaria completa/Universidad completa				
	1970	1980	1990	2010	1970	1980	1990	2010	1970	1980	1990	2000	2010
Casadas													
Brasil	4 675	2 807	2 836	1 176	19	39	77	104	103	4	3	5	8
Chile	74 608	6 374	6 374	26 370	-	111	169	265	1 097	-	4	5	13
Colombia	10 721	45 707	5 710	15 678	-	82	133	189	334	-	5	6	8
Costa Rica	2 618	416	-	561	428	38	19	-	25	20	5	4	5
Ecuador	77 653	19 536	6 374	880	2 186	70	69	77	96	202	4	3	5
México	602	-	5 884	9 701	14 618	15	-	36	65	119	3	-	5
Nicaragua	321	-	4 722	5 825	-	22	-	42	59	-	4	-	4
Panamá	665	18 398	2 922	3 533	26 903	45	57	33	75	100	4	4	5
Paraguay	99 708	28 283	6 438	7 187	-	45	29	340	273	-	6	4	5
República Dominicana	-	721	-	79	98	-	15	-	12	16	-	4	3
Uruguay	9 136	50 011	4 273	-	26	47	97	40	226	5	6	3	5
Venezuela (República Bolivariana de)	5 825	10 199	8 691	18 583	-	67	66	151	1 236	-	4	5	8
Promedio América Latina	26 048	18 245	5 422	8 247	6 491	51	69	125	307	112	4	4	7
En unión consensual													
Brasil	728	1 422	1 097	679	1 054	5	27	44	58	92	4	3	6
Chile	889	299	2 922	4 629	-	111	169	265	365	-	4	5	13
Colombia	10 721	3 641	788	3 041	-	82	26	78	123	-	5	6	8
Costa Rica	2 618	1 882	-	2 592	1 939	38	3	-	1	3	5	4	5
Ecuador	77 653	19 536	1 064	351	2 186	70	69	34	40	80	4	3	4
México	602	-	1 153	1 882	5 378	41	-	30	36	74	3	-	5
Nicaragua	321	-	953	1 480	-	22	-	42	29	-	4	-	4
Panamá	665	18 398	6 374	3 533	2 122	76	57	33	25	48	4	4	5
Paraguay	99 708	28 283	3 715	7 187	-	45	29	69	273	-	6	4	5
República Dominicana	-	196	-	42	129	-	15	-	3	-	-	-	3
Uruguay	9 136	10 454	4 273	-	183	253	97	40	-	321	5	6	5
Venezuela (República Bolivariana de)	5 825	10 199	8 691	18 583	-	67	66	72	200	-	4	5	8
Promedio América Latina	18 988	9 431	3 103	4 000	1 856	74	56	71	105	103	4	4	7

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International: version 7.1 [dataset], Minneapolis, 2018 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>.