



Universitat Autònoma de Barcelona

ADVERTIMENT. L'accés als continguts d'aquesta tesi queda condicionat a l'acceptació de les condicions d'ús establertes per la següent llicència Creative Commons:  http://cat.creativecommons.org/?page_id=184

ADVERTENCIA. El acceso a los contenidos de esta tesis queda condicionado a la aceptación de las condiciones de uso establecidas por la siguiente licencia Creative Commons:  <http://es.creativecommons.org/blog/licencias/>

WARNING. The access to the contents of this doctoral thesis it is limited to the acceptance of the use conditions set by the following Creative Commons license:  <https://creativecommons.org/licenses/?lang=en>

LA COMPOSICIÓN EDUCATIVA DE LAS PAREJAS Y SU IMPACTO EN LA ESTRUCTURA SOCIAL LATINOAMERICANA



Autora:
Victoria San Juan Bernuy

Directores:
Dr. Iñaki Permanyer Ugartemendía
Dr. Joaquín Recaño Valverde

Doctorado en Demografía

Tesis doctoral

**La composición educativa de las parejas y su impacto en la
estructura social Latinoamericana.**

Victoria San Juan Bernuy

Directores:

Iñaki Permanyer Ugartemendia

Joaquin Recaño Valverde

Tutor:

Albert Esteve Palós

Universitat Autònoma de Barcelona

Departament de Geografia – Centre d'Estudis Demogràfics

2020



El desarrollo de esta tesis doctoral ha sido posible gracias a la financiación de la *Universitat Autònoma de Barcelona* y de la *Agència de Gestió d'Ajuts Universitaris i de Recerca* (AGAUR), a través del programa de ayudas destinadas a universidades, centros de investigación y fundaciones hospitalarias para la contratación de personal investigador novel en el periodo 2017-2020. Expediente (2017-FI-1300504).

Esta tesis forma parte del Proyecto EQUALIZE, dirigido por el Dr. Iñaki Permanyer Ugartemendia del *Centre d'Estudis Demogràfics* y financiado por el European Research Council (ERC-2014-StG-637768).

Todos los hombres son iguales.
La diferencia entre ellos no está en su nacimiento, sino en su virtud.

Voltaire (1694-1778)

Agradecimientos

Si tuviera que resumir todos mis sentimientos a lo largo de estos cinco años, creo que sería a través de este proverbio malayo;

“Se puede pagar el préstamo de oro, pero se muere en eterna deuda con aquellos que son buenos”.

Y es que escribir una tesis doctoral no es sólo sumergirse en un tema de investigación, que se acaba convirtiendo en parte de tu día a día, sino que también es crecer como persona en incontables aspectos. Este proceso de aprendizaje y de vida no hubiera sido posible sin la ayuda de numerosas personas e instituciones. Es por ello que quiero comenzar agradeciendo esta tesis doctoral a la persona que confió en mí, y me dio la oportunidad de embarcarme en esta “aventura”, el Dr. Albert Esteve Palós. Gracias por abrirme las puertas del Centre d’Estudis Demogràfics y por depositar tu confianza en mí, confianza materializada en forma de artículo. En segundo lugar, me gustaría agradecer esta tesis doctoral a mis directores, el Dr. Iñaki Permanyer Ugartemendia y el Dr. Joaquin Recaño Valverde. Muchas gracias Iñaki por haber aguantado esta carrera de fondo, por haber estado ahí siempre con una sonrisa ante mis constantes dudas, intelectuales y también existenciales, por haber compartido tu conocimiento conmigo, dejarme aprender de ti, haber persistido para que pueda llegar a ser una buena investigadora, a mejorar mis dotes de escritura y, sin duda, por haberme aconsejado en momentos clave, sin tu apoyo nunca hubiera llegado a la meta. Joaquín, gracias por haberme dado la oportunidad de conocer el mundo de la docencia y haber confiado en mí, sin tu sostén este trabajo no se habría materializado. Además de mis dos directores, quiero agradecer de manera muy especial esta tesis al Dr. Diederik Boertien. Diederik, no te imaginas como valoro el soporte que has dado a lo largo de estos años, nuestras charlas en tu despacho, nuestros debates sobre datos, la paciencia infinita que has tenido conmigo ante mis miles de dudas, tu disponibilidad a leer mis borradores y aconsejarme, y la aportación de conocimiento que me has transmitido. Has hecho este camino mucho más llevadero, gracias.

En tercer lugar, quiero agradecer a la Agència de Gestió d’Ajuts Universitaris i de Recerca (AGAUR) así como a la Universidad Autónoma de Barcelona por el apoyo financiero para la realización de este doctorado. Aprovecho también para agradecer al INEC de Costa Rica por proveerme los datos necesarios para realizar el capítulo II de esta tesis. A la University of

Southern Denmark, SDU, y a la división de población de la ONU CELADE por acogerme en mis estancias de investigación. En especial al Dr. James Vaupel y al Dr. José Manuel Aburto por haberme apoyado en mi proceso académico, y al Dr. Jorge Rodríguez por enriquecerme mostrándome otras realidades y puntos de vista.

Al personal de CED por todo el apoyo logístico y personal recibido a lo largo de estos años, gracias. A Soco por hacer que todo saliese adelante, a Anna Turu por su ayuda en el aprendizaje de R, a Juan Antonio por confiar en mí para dar clase, a Inés por los consejos, a Julián por esa miel que me endulza aún hoy, a Pilar, a Hermínia per ser constant i pacient parlant-me sempre en català, a Marc por todos esos momentos de despacho que tanto he disfrutado, a Gerard, Eulàlia, Loli, Xavi, Ruth, Sergio, Teresa Antònia, Jeroen... En fin, agradecería a cada una de las personas del CED por toda la ayuda brindada y los momentos vividos.

Aprovecho también para agradecer esta tesis a la persona que me mostró el mundo de la investigación, que me aconsejó continuar mi carrera académica, la Dra. Coro Chasco Yrigoyen. Gracias a su conocimiento, sus consejos y apoyo, hoy existe esta tesis doctoral. Asimismo, también agradecer al investigador Juan José Méndez Alonso por su constante aliento e insistencia en no conformarme y crecer profesionalmente.

A los amigos, gracias infinitas a cada uno de vosotros por todo el apoyo mostrado a lo largo de estos años. Fer y Andrés por ser mi familia, por formar parte de mi vida diaria y llenarla de felicidad. Conchi y familia por hacerme sentir en casa. Núria y familia por todos los buenos consejos. Sarahí por enseñarme a comer un poco más sano y levantarme el ánimo tantas veces. Antía por poner serenidad en los momentos de locura. Paolo por todo el apoyo y la amistad recibida a lo largo de estos años, y Gemma, por encontrar en ti una aliada y amiga. Sebas, Diana y Simón por el cariño y las sonrisas. A la charrúa de Melo, Amalia, que me enseñó a comprender mejor las dinámicas interpersonales. Eli, por acogerme con una sonrisa cuando no conocía a nadie. Ester por tantos momentos divertidos y de apoyo. Toni por ser un gran amigo y consejero. Diederik, Sandra, Kenneth, Ryo y Carlos, por todos los buenos ratos vividos y vuestra amistad. Carlitos y Marce por ser parte literal de nuestro hogar y llenarlo de alegrías. A Mariona, gracias por tu amistad y por estar siempre ahí para mí. También a mis terrícolas de la UAB, Zafiro, Rafa y Nacho, nunca olvidaré ese año en el que compartimos tanto.

Fuera del ámbito académico, quiero agradecer esta tesis a Tamara por todo el apoyo y el amor dado, por nuestras charlas y momentos únicos, gracias por todo lo que llenas mi vida. A Mar,

porque, aunque pasen los años, hablar contigo siempre me hace feliz y tu apoyo en esta tesis ha sido mucho. A Aida, Xavo y Laura. A Senén y Miriam por hacerme sonreír siempre. A Marta, por la portada que tanto me gusta y culmina el cierre de este trabajo. A Ernesto por siempre alentarme.

A Salvo, Andrea y peques por haberme acogido siempre con un amor dulce y sincero, a Carlos por ser el culpable de que viva en BCN, a Xavi por estar siempre ahí. A Mario, porque en poco tiempo te has convertido en alguien muy especial para mí a pesar de la distancia, a Jorge Dehays por todo el cariño mostrado, a Dani por el apoyo y la predisposición a ayudarme siempre, a Marisa por su dulzura. A Marie y Diego por hacerme sentir en casa, a Arland por sus comidas, a Gaby por enseñarme que hay momentos únicos. A Keyra y Cata por todos los comentarios de mejora y tantas charlas transoceánicas. Y a Mapocho, por el aporte tan importante sobre la cultura Brasileña. A Coni y familia, por siempre estar ahí a pesar del tiempo y la distancia. A mis amigos de la EDSD, Elena, Cosmo, Fei, Hallie, Marina, Jesús, Sofía, Manuel, Nancy, Pancho, Andras, Ylia y familia, gracias a todos por hacer de Dinamarca un lugar especial.

A mi familia, gracias a mis padres por el amor transmitido y la paciencia infinita, ¡al final lo hemos logrado!, a mis hermanos que a pesar de la distancia hacen que mi vida sea siempre mejor y me dan el ánimo y la fortaleza de continuar siempre adelante. A Álex por ser la voz de la sabiduría y un gran soporte siempre, a Rebe y Ashley por la paciencia, el cariño y las preposiciones, a Teresita por todo el amor.

A ti, mi querido Ramón, que siempre estarás en mi corazón, gracias por recibirme siempre con esa sonrisa y por transmitirme lo feliz que te sentías de que formara parte de tu familia.

Por último, a mi pequeña familia, Mad-Max, aunque no seáis capaces de entenderme, gracias. Y a ti, mi amado esposo, sin ti todo esto hubiera sido imposible. Gracias por haber confiado en mí y por nunca haber dudado, gracias por todos esos momentos que serán siempre nuestros y por todos los que están por llegar. Eres el mejor compañero de viaje que me ha dado la vida, esta tesis también es tuya.

CONTENIDO

Agradecimientos	6
CONTENIDO.....	10
Índice de cuadros y Anexos.....	12
Índice de Ilustraciones	13
RESUMEN.....	14
SUMMARY	16
INTRODUCCIÓN	17
<i>Perspectiva general</i>	17
<i>El contexto latinoamericano</i>	20
<i>Objetivos de la tesis</i>	23
<i>Estructura de la tesis</i>	24
CAPÍTULO 1: AMORES IMPOSIBLES: LA BRECHA ENTRE UNIVERSITARIOS Y EL RESTO DE GRUPOS EDUCATIVOS EN LOS MERCADOS MATRIMONIALES DE AMÉRICA LATINA, 1970-2010	28
Introducción	29
1.2 Antecedentes	30
1.2.1 <i>Homogamia educativa</i>	30
1.2.2 <i>Expansión educativa en América Latina</i>	32
1.3 Datos y métodos	33
1.3.1 <i>Adecuación de la muestra y selección de variables</i>	33
1.3.2 <i>Métodos</i>	34
1.4 Resultados	36
1.4.1 <i>Resultados descriptivos</i>	36
1.4.2 <i>Modelos Log-lineales</i>	42
1.5 Conclusiones	45
CAPÍTULO 2: EDUCATIONAL ASSORTATIVE MATING AND INCOME INEQUALITY IN TEN LATIN AMERICAN COUNTRIES	52
2.1 Introduction	53
2.2 Background	54
2.2.1 <i>Educational homogamy and inequality</i>	54
2.2.2 <i>The Latin American context</i>	56

2.3 Data and Methodology	57
2.3.1 <i>Data</i>	57
2.3.2 <i>Methods</i>	59
2.4 Results	62
2.4.1 <i>Changes in homogamy and income inequality</i>	62
2.4.2 <i>Changes in inequality attributed to changes in educational homogamy</i>	63
2.4.3 <i>The simulated impact of extreme changes in assortative mating</i>	64
2.5 Discussion	66
CAPÍTULO 3: EFFECTS OF PARTNER’S EDUCATION AND SOCIOECONOMIC RESOURCES ON OCCUPATIONAL ATTAINMENT OF WOMEN IN MEXICO	69
3.1 Introduction	70
3.2 Background	72
3.2.1 <i>New Home Economics approach</i>	72
3.2.2 <i>Gender equality approach</i>	74
3.2.3 <i>Social capital</i>	75
3.2.4 <i>Existing empirical evidence</i>	75
3.2.5 <i>The Mexican Context</i>	76
3.3 Data and Methodology	78
3.4 Results	80
3.4.1 <i>Sample Description</i>	80
3.4.2 <i>Transition out of the labor market</i>	81
3.4.3 <i>Transition into the Labor market</i>	85
3.4.4 <i>Labor income of employed women</i>	88
3.5 Discussion	90
GENERAL DISCUSSION	97
CONCLUSIONES GENERALES	107
BIBLIOGRAFÍA	118

Índice de cuadros y Anexos

Tabla 1-1 Porcentaje de personas por nivel educativo, sexo, país y ronda censal (25 – 34 años).....	37
Tabla 1--2 Porcentaje de mujeres en unión (casadas o en cohabitación) por nivel educativo, país y ronda censal (25-34 años).....	38
Tabla 1-3 Porcentaje de mujeres en unión consensual sobre el total de mujeres por nivel educativo, país y ronda censal (25-34 años).	40
Table 2-1 Countries, years and final sample sizes	58
Table 2-2 Changes in the association between partners' levels of education (Spearman rho).	62
Table 2-3 Changes in income inequality over time.....	63
Table 2-4 Simulated levels of inequality between households over time	64
Table 2-5 Levels of inequality once simulating extreme changes in homogamy	66
Table 3-1 Descriptive statistics for the sample.	81
Table 3-2 Discrete-time event history models explaining transition from employment to non-employment year 2005	83
Table 3-3 Discrete-time event history models explaining transition from employment to non-employment (interaction model 2005- 2017)	85
Table 3-4 Discrete-time event history models explaining transition from non-employment to employment to year 2005.....	86
Tabla 3-5 Discrete-time event history models explaining transition from non-employment to employment (interaction model 2005- 2017).	87
Table 3-6 Linear models regression explaining the effect in women's income to year 2005.	89
Table 3-7 Linear models regression explaining the effect in women's income (interaction model 2005- 2017).....	90
Anexo 1-1 Porcentaje de parejas homogamas por nivel educativo y tipo de unión.	48
Anexo 1-2 Evolución del valor de los parámetros de las barreras en el mercado matrimonial 1970-2010. Modelo MF.....	49
Anexo 1-3 Evolución del valor de los parámetros de las barreras al matrimonio y unión consensual 1970-2010. Modelo UMF.....	50
Annex 1-A Discrete-time event history models explaining transition from employment to non-employment to year 2017.....	94
Annex 1-B Discrete-time event history models explaining transition from non-employment to employment to year 2017	94
Annex 1-C Linear models regression explaining the effect in women's income to year 2017	96

Índice de Ilustraciones

Ilustración 1-1 Porcentaje de parejas homogamas por nivel educativo y tipo de unión 1970-2010.....	42
Ilustración 1- 2 Evolución de las barreras en el mercado matrimonial 1970-2010. Modelo MF.....	44
Ilustración 1-3 Evolución de las barreras del matrimonio y la unión consensual en el mercado matrimonial 1970-2010. Modelo UMF.....	45

RESUMEN

Esta tesis tiene como objetivo determinar si la composición educativa de las parejas contribuye a ampliar o a disminuir la desigualdad social en la región de América Latina. Para este fin, esta investigación ha abordado la relación entre familia y desigualdad a través de tres preguntas, cada una de ellas enfocadas en una dimensión de la desigualdad: segregación o movilidad social (enfoque macrosocial), — *¿cómo ha sido la evolución de la homogamia educativa y de las barreras matrimoniales en las cuatro últimas décadas en América Latina y en Estados Unidos de América?* —; desigualdad de ingresos (enfoque meso), — *¿pueden los cambios sufridos en la homogamia educativa a lo largo del tiempo explicar los cambios en la desigualdad de ingresos en los hogares?* —; diferencias de poder (enfoque micro), — *¿afectan los recursos económicos y sociales de la pareja a la salida o entrada en el mercado laboral de la mujer?*

Los resultados generales de esta investigación muestran que la composición educativa de las parejas influye en la desigualdad social en la región de América Latina. En lo que a movilidad social se refiere, dificulta las uniones de categorías educativas más bajas con las más altas, lo que implica que la sociedad se estratifique y que las posibilidades de ascenso social no sean homogéneas entre distintos grupos educativos. Respecto a la desigualdad de ingresos económicos en los hogares, la composición educativa ayuda en parte a explicar por qué se producen estas desigualdades de ingresos entre los diferentes tipos de hogares, a diferencia de lo que sucede en otros contextos como el europeo o el estadounidense. En cuanto al ámbito de la pareja, la educación tiene un impacto positivo sobre el estatus laboral de la mujer. Cuando la mujer o el hombre tienen una educación secundaria o terciaria, la mujer tiene más probabilidades de mantenerse en el mercado laboral o es más propensa a entrar en él.

Desde una perspectiva general, estos resultados sugieren que si los hombres con mayor educación tienden a tener parejas que se mantienen en el mercado laboral y además, como indican los resultados del capítulo 1, las uniones homogamas tienden a concentrarse entre los más instruidos, es probable que los beneficios económicos y sociales aún estén limitados a las clases sociales más altas. De esta manera, se puede concluir que la educación en América Latina no sólo es un generador de diferencias económicas sino también sociales; encontramos un grupo social que posee estudios universitarios y que tiende a emparejarse entre sí. Además, estas parejas con nivel educativo alto tienden a ser biactivas, lo que conlleva a la creación de familias educativa y económicamente homogamas. Estas formas de homogamia, a su vez,

fomentan la concentración de riqueza en este tipo de hogares y aumentan la desigualdad de ingresos con el resto de tipologías de hogar.

SUMMARY

This thesis aims to determine if the educational composition of couples contributes to widening or narrowing social inequality in Latin America. To this end, this thesis has addressed the relationship of family and inequality through three questions, each focused on one dimension of inequality: how have homogamy education and marriage barriers evolved over the last four decades in Latin America and the United States of America? —segregation or social mobility (macrosocial approach); can changes in educational homogamy over time explain changes in household income inequality? —income inequality (meso approach); do men's economic and social resources affect women's labor status? —power differences (micro focus)

The results of this research have corroborated that the educational composition of couples influences social inequality in the Latin American region. As far as social mobility is concerned, it makes it difficult for the lowest educated members of society to form unions with the highest educated, which causes society to become stratified and possibilities for social advancement to be imbalanced between different educational groups. With regard to income inequality in households, the educational composition partly helps explain why income inequality are generated between different types of households, unlike other contexts such as Europe or the United States. Regarding the couple, education has a positive impact on the employment status of women. When women or men have a secondary or tertiary education, women either remain in the labor market or are more likely to enter it.

From a general perspective, these results suggest that if more educated men tend to have parents who work, and furthermore, as the results of Chapter 1 indicate, homogamous unions tend to be concentrated among the more educated, it is likely that economic and social benefits are still limited to the highest social classes. In this way, it can be concluded that education in Latin America not only generates economic but also social differences; we find a social group that has university studies tends to form unions with one other. In addition, these couples with a high educational level promote the generation of employment among themselves, which leads to the creation of educationally and economically homogamous families. These forms of homogamy, in turn, promote the concentration of wealth in this type of household and increase income inequality with the rest of the household typologies.

INTRODUCCIÓN

Perspectiva general

En esta tesis doctoral presentamos una investigación que analiza la relación entre dinámicas familiares y desigualdad en América Latina.

La desigualdad social ha tomado relevancia en las agendas internacionales y nacionales dado que tiene una implicación directa sobre la calidad de vida de la gente. La distribución desigual de la riqueza, la exclusión de sectores de la sociedad, la falta de oportunidades, y la pobreza, son aspectos que crean barreras de acceso a todo tipo de servicios. Entre ellos destacan la privación a la salud, a la educación y al goce efectivo de derechos adquiridos, lo que restringe la capacidad de toma de decisiones y de desarrollo humano, tanto a nivel individual como colectivo. Múltiples informes, investigaciones y libros, centran su objetivo en el estudio de las desigualdades sociales, suscitando debates sobre sus causas, manifestaciones y consecuencias (Cociña 2017).

La familia, como capital social, es un recurso estratégico de gran valor para mitigar la desigualdad, ya que ante situaciones de precariedad, ésta actúa como única institución de protección social (Arriagada 2009). Sin embargo, en otras ocasiones la familia no mitiga esta desigualdad sino que la genera y tiende a perpetuarla en el tiempo, es el caso de la movilidad social o estratificación de clases (Levi 2010). La génesis de una familia está en la formación de parejas, ya sea a través de matrimonios o de uniones consensuales. Ésta se entiende socialmente como un acto basado en los sentimientos afectivos recíprocos entre dos personas con el propósito de constituir un proyecto común (Rodríguez 2018). Sin embargo, desde diferentes disciplinas de la Ciencias Sociales como la economía, la sociología y la demografía, se ha comprobado que el componente afectivo no siempre es el elemento nuclear para la formación de una pareja. En general, las uniones no se producen al azar, tendemos a emparejarnos con personas afines (Esteve & McCaa 2007; Quilodrán & Sosa 2004).

En este sentido la literatura ha determinado qué factores no afectivos juegan un rol importante a la hora de formar una unión. En 1991 el sociólogo y demógrafo Matthijs Kalmijn estableció que la búsqueda de la pareja está determinada por tres grandes factores. El primero es el

conjunto de preferencias individuales para elegir cónyuges con unas características determinadas, ya sean adscritas (etnia o antecedentes familiares) o socialmente adquiridas (condición social y educación). Segundo, la influencia de las terceras partes, es decir, la presión social ejercida por un determinado grupo social o familiar sobre las decisiones individuales. En la actualidad, este factor ha perdido relevancia, en parte, debido a que en las sociedades modernas la presión familiar es cada vez menor y las preferencias individuales adquieren mayor protagonismo. Tercero, los factores estructurales que condicionan la disponibilidad del número de parejas que se pueden formar en un determinado espacio y sus características (Kalminj 1991). Además de los factores no afectivos, algunos autores como el economista Gary Becker (1973) y la socióloga Valerie Oppenheimer (1988), sugirieron la existencia de un mercado matrimonial, como un mecanismo fundamental de la formación de parejas. En este sentido, el mercado matrimonial es entendido como un espacio físico y simbólico donde las personas buscan pareja, optimizan la búsqueda y compiten por los candidatos más atractivos. Este mercado está fragmentado por diferentes atributos ya sean adscritos como la etnia o adquiridos como la clase social, la cultura o el nivel educativo entre otros.

Las investigaciones realizadas muestran 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 & Morgan 1990; Kalmijn 1991b; López- Ruiz et al. 2009; Rosenfeld 2008; Salinas 2018; Gullickson & 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 por los individuos, la variable educativa es la más analizada por varios motivos. En esta tesis doctoral sólo nos vamos a centrar en tres por su posible relación con la desigualdad. En primer lugar, la literatura sugiere que la homogamia educativa se relaciona con la movilidad social (Torche 2008), cuanto mayor es la homogamia educativa, más cerrada y rígida es la estructura social. El aumento de la homogamia educativa provoca un incremento de las barreras matrimoniales y dificulta las uniones entre diferentes grupos educativos contribuyendo a reproducir las desigualdades sociales y favoreciendo la transmisión desigual de recursos de una generación a otra (Schwartz & Mare 2005). Segundo, la homogamia educativa se ha convertido en un elemento de estudio como un posible factor relacionado con la desigualdad de ingresos entre y dentro de los hogares (Schwartz 2013; Blossfeld & Timm 2003). Si las personas más educadas se unen entre sí los recursos

económicos se concentran en este tipo de hogares, este hecho puede influir en la desigualdad de ingresos. Por último, el nivel educativo influye de manera directa sobre las decisiones de poder en el interior de las parejas (López- Ruiz et al 2009). Si uno de los miembros tiene mayor nivel educativo quizás influya en las decisiones laborales de su pareja.

Desde la evidencia empírica, existen numerosos estudios que han analizado la evolución de los niveles globales y específicos por nivel educativo de la homogamia (Mare 1991; Blossfeld & Timm 2003; Schwartz & Mare 2005; Qian 1998; Rose 2004; Smits et al. 1998; Rosenfeld 2008). En lo que respecta a las tendencias globales, no hay congruencia en los resultados. Hay trabajos que no observan cambios significativos en los niveles globales de homogamia (Blossfeld & Timm 2003; Blossfeld 2009) mientras que otros, más recientes, apuntan a una ligera disminución (De Hauw et al. 2017). En Estados Unidos, también hay discrepancia entre los que destacan un aumento de la homogamia (Schwartz & 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 (Blossfeld & Timm 2003; Blossfeld 2009; Mare 1991). Esta tendencia de un aumento en la homogamia educativa entre las personas más instruidas, también se ha verificado en los estudios realizados en América Latina. Además, en varios países de la región latinoamericana también se ha concluido que la homogamia educativa ha aumentado en el tiempo (Quilodrán & Sosa 2004; Esteve & McCaa 2007; Torche 2010) y que existen diferencias en los niveles de homogamia educativa por tipo de unión (López-Ruiz et al. 2009).

Respecto a la relación entre la homogamia educativa y la desigualdad, la evidencia empírica muestra que no hay consenso. Existen varios estudios que determinan que sí existe una relación, aunque débil, entre estos dos componentes (Grotti & Scherer 2016) mientras que otros no han observado esta relación (Breen & Andersen 2012; Boertien & Permanyer 2019, Eika et al. 2019). En cuanto a los roles de poder, la literatura subraya que la educación afecta de manera positiva a la conciliación y al reparto equitativo de las tareas del hogar (Esping-Andersen 2009). Cabe destacar que la mayoría de las investigaciones sobre homogamia educativa y su relación con la movilidad social, la desigualdad y los roles de poder se han llevado a cabo en contextos industrializados, y, aunque hay estudios en otras regiones (Asia y América latina), los trabajos aún son escasos (Fujihara & Uchikoshi 2019; Fukuda et al. 2019; Torche 2010; Mazzeo 2011).

El contexto latinoamericano

Las transformaciones económicas, demográficas, educativas y sociales que ha sufrido América Latina, hacen de esta región un caso interesante y el foco principal de estudio de esta tesis. Desde un punto de vista económico durante el periodo 2003-2008 la economía de la región creció a una media de un 5% anual. Este crecimiento vino dado en parte por los altos precios de las materias primas, los bajos tipos de interés y la abundante liquidez que presentaban los países. Sin embargo, a partir del año 2010 la economía de la región cayó y en el lustro 2010-2015 se produjo una desaceleración económica en la mayoría de los países latinoamericanos (Hirschfeld 2016). Esta tendencia de desaceleración de la actividad económica se ha mantenido en los años siguientes, de 2015 a 2019 (CEPAL 2019). En el primer semestre del año 2019, el PIB de América Latina se estancó y tuvo un crecimiento nulo, por debajo de la cifra registrada en el mismo periodo del año anterior, 1,34%. La desaceleración económica se produjo en la mayoría de los países de América Latina, con la excepción de Colombia y Guatemala (CEPAL 2019). Respecto a 2020, las proyecciones de crecimiento estimado de los países son de un 1,3% en promedio, dato que variará sustancialmente a causa de las consecuencias económicas provocadas por la crisis de la COVID-19. A este panorama económico es necesario sumarle las crisis internas que algunos países como Venezuela, Brasil o Colombia viven, y que por tanto no permiten predecir qué sucederá en los próximos años con sus economías y con las políticas públicas y sociales de sus países.

En términos de pobreza y desigualdad, Latinoamérica se posiciona como la región más desigual del mundo, aunque durante los últimos quince años ha habido avances importantes en estos aspectos. La desigualdad de ingresos entre los hogares y las personas se ha reducido apreciablemente en la región desde principios de la década de 2000. El promedio simple de los índices de Gini de 18 países de América Latina bajó de 0,543 en 2002 a 0,466 en 2017. Sin embargo el ritmo de reducción se ralentizó en los años recientes: entre 2002 y 2008 la disminución anual promedio del índice fue del 1,3%; entre 2008 y 2014, del 0,8%, y entre 2014 y 2017, del 0,3 (CEPAL 2018). Una posible explicación para esta reducción de la desigualdad puede estar relacionada con cambios en la homogamia educativa, ¿puede ser que la homogamia se haya reducido a lo largo de los últimos años y eso haya contribuido a una reducción de la desigualdad? Esta cuestión será abordada en detalle en el capítulo dos de esta tesis doctoral.

En el ámbito demográfico, Latinoamérica en su conjunto ha experimentado, al igual que Europa o Estados Unidos, una transición demográfica propiciada por la mejora de las

condiciones de salud y epidemiológicas, las estructuras de transporte, la globalización y la incorporación de las tecnologías entre otros factores. Si bien es cierto que esta transición demográfica se ha dado de forma más tardía que en las otras dos regiones mencionadas, ésta ha traído consigo cambios en los comportamientos familiares. Los más destacados han sido el incremento del número de divorcios, el aumento del número de uniones consensuales, la reducción de las tasas de fecundidad y la modificación del tamaño de los hogares. Sin embargo, hay que destacar que estas transformaciones familiares no se han dado al mismo ritmo en todos los países de la región. Así pues, mientras algunos ya han terminado o se encuentran a punto de finalizar esta transición, este sería el caso de Brasil, Chile, Cuba, Uruguay, Argentina y Costa Rica, otros como Colombia, El Salvador, Ecuador, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú y República Dominicana continúan inmersos en ella.

Por otro lado, en el plano educativo, a lo largo de la última década se han producido avances en varios puntos. Primero la tasa de alfabetización promedio para América Latina, tanto en mujeres como hombres adultos y jóvenes, experimentó un incremento constante. La tasa de alfabetización para adultos de 15 años y más se situó en el 93,4% en el año 2017 y la de jóvenes (entre 15 y 24 años) en 98,3%. Estos valores están por encima de los alcanzados en el año 2000, 89% en el caso de adultos y 95% en el caso de jóvenes. Segundo, y en concordancia con el primer punto, el porcentaje de alumnos de media que superaron la educación primaria con éxito también se incrementó pasando de un 97,2% en 2000 a un 98,2% en 2017. Tercero, la tasa neta de matrículas en la educación secundaria, al igual que en los casos anteriores, también creció, de media aumentó 10 puntos porcentuales, pasando del 85,2% en 2000 al 95,10% en 2017. Este incremento de las tasas netas de matrículas y de la alfabetización, invitan a reflexionar sobre cuál ha sido el impacto en términos sociales, ¿se han reducido las barreras matrimoniales?, ¿hay más matrimonios o uniones entre diferentes grupos educativos? Esta cuestión será analizada en el capítulo uno de la presente investigación.

Todos estos avances fueron posibles en parte debido al incremento del PIB destinado a educación en Latinoamérica en la última década. Esta cifra pasó de un 3,8% de media en el año 2000 a un 4,5% en 2017 (Banco Mundial 2017). Sin embargo, a pesar de este aumento de la inversión en educación, acceder a los niveles educativos más avanzados de manera equitativa es a día de hoy un asunto pendiente de resolución por parte de las instituciones públicas. Las inscripciones brutas en el nivel terciario fueron de un 50,6% en 2017, muy por debajo de las inscripciones recibidas en el resto de categorías educativas. Además, comparando este valor con el alcanzado en otras regiones como Estados Unidos con un 88,8% o el 68,3% de la Unión

Europea, este dato sitúa a la región a una distancia considerable. Este hecho, demuestra que la vigencia de desigualdades en relación al acceso y calidad de la educación sigue estando presente en América Latina (Lever 2016; Lopez-Calva & Lustig 2009). De esta manera, la estructura y segregación de clases sociales continúa siendo una realidad en la región. Las clases sociales más bajas y medias reciben una educación de menor calidad que las clases que perciben ingresos más altos, las cuales tienen acceso a una mejor calidad en la educación a través de centros educativos privados (López-Calva & Lustig, 2009). Este hecho genera barreras nítidas a la hora de sociabilizar y de formar una unión entre individuos de los diferentes grupos socio-económicos, en parte por la dificultad de establecer un espacio común de contacto. Esto implica que en la región latinoamericana existan altas tasas de homogamia en los estratos sociales extremos, tanto entre ricos como entre pobres, perpetuándose la estratificación social generada a partir de las desigualdades educativas y laborales.

Por último, en el ámbito de género, durante las últimas décadas se ha producido un incremento de la incorporación de la mujer al mercado laboral hasta alcanzar el 53% en 2017. Sin embargo, este incremento de la participación laboral femenina no ha venido acompañada de unas condiciones laborales similares a las masculinas. En el año 2017, CEPAL estimaba que el 78,1% de las mujeres ocupadas lo hacían en sectores de baja productividad, lo que tenía como consecuencia peores remuneraciones y baja cobertura de la seguridad social. Esta situación laboral muestra que todavía se siguen manteniendo brechas de género en el acceso a oportunidades y derechos entre hombres y mujeres (Bárcena 2017). Además y como determina el observatorio de igualdad de género de América Latina, *“Las desigualdades tienen su base en un sistema social que reproduce estereotipos y conserva una división sexual del trabajo que limita la inserción laboral de las mujeres. Estos factores estructurales representan un obstáculo para la superación de la pobreza y la desigualdad así como para la consecución de la autonomía económica de las mujeres”* (Organización de las Naciones Unidas 2017).

De esta manera, es interesante preguntarse qué sucede cuando los hombres tienen mayores recursos económicos o educativos que sus parejas. ¿Son estas más propensas a abandonar el mercado laboral? Y al revés, ¿qué sucede cuando los hombres no tienen recursos suficientes? Estas preguntas son abordadas en el capítulo III de esta tesis.

Objetivos de la tesis

Los recientes cambios socioeconómicos, los elevados niveles de desigualdad y segregación existentes en la región, la incorporación de la mujer al mercado laboral y la expansión educativa, hacen de América Latina, una región idónea para realizar una tesis doctoral sobre homogamia educativa. El objetivo de esta tesis es determinar si la composición educativa de las parejas contribuye a ampliar o a disminuir la desigualdad social en la región. Para este fin, esta tesis aborda la relación entre familia y desigualdad a través de tres ejes: segregación o movilidad social, desigualdad de ingresos y diferencias de poder. Se han escogido estos tres ejes porque cada uno de ellos estaría dentro de lo que podríamos definir como un “*nivel o enfoque de estudio*” y en conjunto podrían dar una visión más completa de cómo influye la homogamia educativa en la desigualdad y la estructura social. De esta manera, la segregación o movilidad social se encontraría en un nivel o enfoque macro. El primer artículo aborda esta perspectiva, el objetivo es conocer los niveles y las tendencias de apertura de una sociedad abordando la relación de homogamia y desigualdad desde una perspectiva regional. En relación a la desigualdad de ingresos, esta se incluiría en un “*nivel o enfoque meso*” en el que el objeto de estudio son los hogares y sus dinámicas matrimoniales. Esta perspectiva es la que se analiza en el segundo capítulo, el objetivo es comprender la relación que tiene la composición educativa de los hogares con la desigualdad económica. Por último, se analizaría el nivel micro, en el que se estudia las diferencias de poder. Este enfoque se analiza en el último capítulo a través de las dinámicas de la pareja.

Este estudio es innovador porque aborda la cuestión de la desigualdad desde tres enfoques para toda la región de América Latina y compara los resultados con países industrializados como Europa y Estados Unidos. Hasta la fecha, la mayoría de los estudios existentes sobre homogamia educativa se han centrado en un solo país de la región (Pullum & Peri, 1999; Torrado 2003; Esteve 2005; Mazzeo 2011; Guillikson & Torche, 2014; Quilodrán & Sosa 2004) y en un espacio temporal relativamente breve (Esteve & McCaa, 2007; Torche 2010). Además, esta tesis aporta respuestas sobre si las dinámicas familiares tienen un impacto en la desigualdad y trata de dar a conocer cuáles son las causas, manifestaciones y consecuencias de la misma.

Para responder al objetivo general de esta tesis, determinar si la composición educativa de las parejas contribuye a ampliar o a disminuir la desigualdad social en la región, hemos desarrollado tres preguntas generales, cada una de ellas enfocada en un plano social. La primera

pregunta, *¿cómo ha sido la evolución de la homogamia educativa y de las barreras matrimoniales en las cuatro últimas décadas en América Latina y los Estados Unidos?*, es referente al análisis macro social. El objetivo es demostrar cuál es la relación que la homogamia tiene sobre la movilidad y la segregación social en doce países de la región latinoamericana y en Estados Unidos en las cuatro últimas décadas. Esta pregunta se aborda en el capítulo I de esta tesis doctoral y además de la pregunta general se desarrollan los objetivos específicos propios del capítulo.

Una vez analizada esta perspectiva de carácter macro, descendemos un nivel para situarnos en un plano de análisis intermedio, en este plano el objetivo trata de determinar si la homogamia puede incrementar la desigualdad de ingresos entre y dentro de los diferentes tipos de hogar. La pregunta concreta de investigación es: *¿pueden los cambios sufridos en la homogamia educativa a lo largo del tiempo explicar los cambios en la desigualdad de ingresos en los hogares?* Este análisis se realiza para diez países de la región en la última década. Todo este análisis se desarrolla en el capítulo II y, al igual que en el caso del capítulo I, se abordan unos objetivos específicos procedentes de esta cuestión general.

Por último, después de establecer una mirada macro pasando por una de nivel meso, nos centramos en una mirada a nivel micro, para ello el análisis se centra en un solo país, México, y en un periodo de tiempo más reciente, año 2005 y año 2017. El objetivo de este enfoque de análisis es verificar si *¿afectan los recursos económicos y sociales de la pareja a la salida o entrada en el mercado laboral de la mujer?* Este análisis es desarrollado en el capítulo III y, al igual que en capítulos anteriores, éste también aborda unos objetivos específicos generados a partir de la cuestión general.

Una vez analizadas estas cuestiones generales tendremos una perspectiva un poco más completa de la relación entre homogamia educativa y desigualdad social en la región latinoamericana. A continuación, en el epígrafe siguiente describimos la estructura de la tesis.

Estructura de la tesis

Además de la presente introducción, esta tesis se compone de tres capítulos y un epígrafe de conclusiones generales. Las preguntas de investigación formuladas con anterioridad y sus correspondientes objetivos específicos son respondidos cada uno en su capítulo respectivo. Los apartados que conforman este estudio siguen una estructura de artículo/ensayo de investigación

compuestas por las siguientes secciones: introducción, marco teórico, datos, metodología, resultados y conclusiones. Esta estructura en forma de capítulos independientes ofrece, por un lado, la posibilidad de establecer diferentes niveles de análisis sobre la composición educativa de las parejas y, por otro, si se leen de manera conjunta, permiten dar una visión más amplia de la influencia que la educación tiene en la estructura social latinoamericana

En el capítulo I se analiza cómo ha sido la evolución de la homogamia educativa y de las barreras matrimoniales entre personas de diferentes categorías educativas a lo largo de las cuatro últimas décadas (1970-2010), en doce países de Latinoamérica y los Estados Unidos. Tal fin sirve de base para reflexionar desde una perspectiva histórica sobre cuál es la importancia que la educación tiene en la formación y composición de parejas en América Latina y Estados Unidos.

Los objetivos específicos de este capítulo son: analizar la evolución de la homogamia educativa por nivel educativo y tipo de unión; medir la distancia entre grupos educativos tomando como referencia la población universitaria y su evolución en el tiempo; diferenciar la distancia entre universitarios y el resto de categorías por tipo de unión, y examinar las diferencias internas en el grado de estratificación por países y compararlas con las de Estados Unidos.

En la primera parte del capítulo se presenta una revisión de la literatura sobre el funcionamiento del mercado matrimonial, las diferentes preferencias por un individuo u otro, la importancia de la homogamia educativa en la literatura y la importancia de tener un alto nivel educativo en América Latina. En la segunda parte, se procede al análisis empírico de datos utilizando dos tipos de metodología: la descriptiva para ver la evolución de la homogamia en el tiempo y los modelos log-lineales para medir la fuerza de las barreras matrimoniales entre las diferentes categorías educativas. Como fuente de información se procesan los microdatos censales de las décadas 1970, 1980, 1990, 2000 y 2010 para doce países de América Latina y los Estados Unidos. El contenido de este capítulo se encuentra publicado bajo la referencia bibliográfica: **SAN JUAN BERNUY, Victoria; ESTEVE, Albert (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*, 46 (108): 11-36 (ISSN: 0303-1829).

En el capítulo II se analiza la relación que puede existir entre los cambios en la homogamia educativa y los cambios en los ingresos de las diferentes tipologías de hogares a lo largo del tiempo. Al igual que en el capítulo I, en la primera parte de este estudio se presenta una revisión de la literatura, en este caso ésta versa sobre la relación que tiene la homogamia educativa y la

desigualdad de ingresos en los diferentes contextos y porqué América Latina presenta un contexto interesante para un análisis de estas características. En la segunda parte se muestra la información utilizada procedente de las encuestas de hogares de varios países de Latinoamérica y la base de Luxemburg Income Studies (LIS). Esta información junto con una metodología basada en la descomposición del índice de Theil, permiten determinar cuál es la contribución que los cambios en la homogamia educativa han tenido sobre los cambios en la desigualdad de ingresos de los hogares a lo largo del tiempo en diez países de la región latinoamericana.

El capítulo III estudia la influencia que la educación y los recursos económicos de la pareja tienen sobre la entrada o salida del mercado laboral de la mujer, así como sobre su nivel de ingresos. Aunque este capítulo no aborda el concepto de homogamia educativa de manera directa, sí lo hace con el concepto de composición educativa de las parejas y de la homogamia ocupacional, ya que permite determinar en qué grado de intensidad afectan la educación y los recursos económicos de un miembro de la pareja al otro, en concreto, cual es el efecto de estos recursos tienen sobre la mujer en términos laborales. Las preguntas específicas asociadas a esta cuestión general son las siguientes: i) ¿son más propensas las mujeres a dejar el mercado laboral cuando su pareja tiene más recursos económicos?, ¿y al revés? ii) ¿afecta la educación del hombre al estatus laboral de la mujer? iii) ¿los recursos económicos del hombre afectan de manera positiva a los ingresos del trabajo de la mujer?

A diferencia del resto de capítulos, en este sólo se analiza un país de la región, México. El objetivo es conocer en mayor profundidad esta dinámica de carácter micro, en el segundo país con mayor número de habitantes de la región, 126 millones (Banco Mundial 2019). En la primera parte del ensayo se recogen las diferentes teorías sobre como los recursos del hombre afectan al estatus laboral de la mujer y el contexto económico, social y cultural del país mexicano. En la segunda parte se describen los datos y la fuente utilizada en la investigación, así como la metodología. En tercer lugar, se presentan los resultados de la investigación y se finaliza con un apartado de conclusiones.

Finalmente, el capítulo IV de esta tesis engloba las principales conclusiones de este estudio, así como sus limitaciones, futuras líneas de investigación y reflexiones.

En la sección final de esta tesis se encuentra tanto la bibliografía empleada en esta investigación como la versión en español de las conclusiones.

CAPÍTULO 1: AMORES IMPOSIBLES: LA BRECHA ENTRE UNIVERSITARIOS Y EL RESTO DE GRUPOS EDUCATIVOS EN LOS MERCADOS MATRIMONIALES DE AMÉRICA LATINA, 1970-2010

Resumen

Este estudio analiza el mercado matrimonial y la homogamia educativa en parejas jóvenes de doce países de América Latina, con el objetivo 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 estos mercados. Para ello, utilizamos datos de los censos de población de las rondas de 1970 hasta 2010, además de utilizar modelos log-lineales para estimar la distancia entre grupos educativos, controlando por su tamaño y tipo de unión. En un contexto de fuerte expansión educativa, los resultados muestran un grado elevado de estratificación educativa en las parejas de América Latina, ligeramente superior entre parejas casadas que entre cohabitantes. La brecha entre la población universitaria y el resto de grupos ha aumentado en las últimas cuatro décadas.

1.1 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 y como demuestran los trabajos realizados en Estados Unidos y en Europa (Schwartz & Mare 2005; Qian 1998; Rose 2004). Sin embargo, la evidencia para América Latina es menos abundante (Esteve & McCaa 2007; Esteve et al. 2013; Torche 2010; López-Ruiz et al. 2009). Este artículo quiere llenar este vacío y analiza los niveles de homogamia educativa en doce países de América Latina, centrándonos en calcular la distancia que separa a la población universitaria del resto de grupos educativos en sus respectivos mercados matrimoniales. El estudio adopta una perspectiva temporal de cuatro décadas. El periodo de estudio está caracterizado por una fuerte expansión de la educación, marcada a su vez por una fuerte y persistente desigualdad social. El trabajo se centra en cuatro aspectos: (i) analizar la evolución de la homogamia educativa por nivel educativo y 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 Estados Unidos.

Los datos utilizados en esta investigación proceden de las muestras de microdatos de las rondas censales de 1970 hasta 2010 disponibles en el proyecto Integrated Public Use of Microdata Series – international (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 Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, República Dominicana, Uruguay y Venezuela. A efectos comparativos, hemos incluido a los Estados Unidos de América (Estados Unidos a partir de ahora). Para examinar el grado de interacción entre grupos educativos recurrimos a los modelos log-lineales, los modelos controlan por tipo de unión. El artículo se estructura cuatro apartados adicionales además de la presente introducción: antecedentes, datos y métodos, resultados y conclusiones.

1.2 Antecedentes

1.2.1 Homogamia educativa

La pregunta "¿quién se casa con quién?" ha interesado a varias disciplinas, entre ellas la economía, la sociología o 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, educativo, etc, 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 & Morgan 1990; Kalmijn 1991b; López-Ruiz et al. 2009; Rosenfeld 2008; Salinas 2018; Ribeiro 2011; Gullickson & Torche 2014). Cuando el emparejamiento entre iguales se da sobre 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, la posición socio-económica. Y, a su vez, la homogamia educativa tiene implicaciones directas sobre la transmisión intergeneracional de la posición social y la desigualdad (Mare 1991; Kalmijn 1991a; Blossfeld & 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 facilita la homogamia. Las escuelas, y especialmente las universidades, son mercados matrimoniales muy eficientes al reunir un número parecido de hombres y mujeres con afinidades y edades similares (Mare 1991). La mayoría de trabajos sobre homogamia educativa se han realizado en 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 & Timm 2003; Schwartz & Mare 2005; Qian 1998; Rose 2004; Smits et al. 1998; Rosenfeld 2008). En lo que respecta a las tendencias globales, no hay congruencia en los resultados. Hay trabajos que no observan cambios significativos en los niveles globales de homogamia (Blossfeld & Timm 2003; Blossfeld 2009) mientras que otros, más recientes, apuntan a una ligera disminución (De Hauw et al. 2017). En Estados Unidos, también hay discrepancia entre los que destacan un aumento de la homogamia (Schwartz & 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 (Blossfeld & Timm 2003; Blossfeld 2009; Mare 1991). 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 cualquier otro grupo educativo. Este aumento es debido, entre otros factores, a la expansión de la población con estudios universitarios y al papel de las universidades como eficientes mercados matrimoniales. Pero 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 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 o las diferencias por tipo de unión (López-Ruiz et al. 2009). La mayoría de ellos se han centrado en un solo país (Pullum & Peri 1999; Torrado 2003; Esteve 2005; Gullickson & Torche 2014; Mazzeo 2011; Quilodrán & Sosa 2004) y en espacio temporal relativamente breve (Esteve & McCaa 2007; Torche 2010). De estas investigaciones se desprende que los niveles generales de homogamia han aumentado en el tiempo y que la homogamia entre las personas más instruidas también han aumentado (Quilodrán & Sosa 2004; Esteve & McCaa 2007). Sin embargo, no hay estudios que examinen la homogamia educativa de forma comparada para un amplio número de países y para un periodo de análisis de cuatro

décadas centrándose en las barreras o la brecha entre la población universitaria y el resto de grupos educativos. Tampoco se han comparado estos niveles con los de un país occidental. En este caso, se utiliza el caso de Estados Unidos para situar los niveles de América Latina en relación con este país.

1.2.2 Expansión educativa en América Latina

En las últimas cuatro décadas, la población de América Latina ha experimentado importantes avances en materia educativa. En este periodo, el porcentaje de población sin estudios primarios se ha reducido significativamente a la vez que ha aumentado la población con estudios primarios, secundarios y universitarios. Entre la población de 25 a 34 años, la población con estudios universitario se ha multiplicado por cuatro en la mayoría de países, 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 de los diferentes grupos sociales (Zenteno & Solís 2006). El acceso a la educación no ha contribuido a mitigar las diferencias sociales y, al 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 inscripciones han aumentado considerablemente en los niveles de primaria y secundaria, no ha sido así en el nivel de educación terciaria. El acceso a la educación terciaria se ha convertido en un escollo para las clases más desfavorecidas y, dentro de esta, existe una gran heterogeneidad (Chiroleu 2013; Dubet 2011; Marteleto et al. 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 estos cambios, este estudio 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 previos, esperamos una fuerte estratificación de las parejas en función de su nivel educativo, pero también un aumento de la distancia de los universitarios con el resto de 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 una frontera social. Para ilustrar este punto,

compararemos la brecha entre universitarios y el resto de grupos en América Latina con la de 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 homogamia educativa en América Latina. En segundo lugar, investigar la brecha entre la población universitaria y el resto de grupos educativos en el mercado matrimonial mediante el uso de modelos log-lineales, y así medir la distancia entre grupos más allá de la influencia del tamaño de los mismos. Examinaremos la evolución de los parámetros de los modelos en el tiempo para verificar si, según nuestras hipótesis, ha aumentado la frontera entre secundaria y universitaria. En tercer lugar, y dada la importancia de la unión libre en América Latina (Esteve et al. 2012; Quilodrán 2003; Martín 2002), comprobaremos si hay diferencias por tipo de unión. Al respecto, esperamos que la homogamia educativa sea mayor entre las parejas casadas que en las uniones libres pero que las diferencias entre ambas disminuyan en el 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 (López-Ruiz et al. 2009; Rodríguez 2005). Por último, examinaremos las diferencias internas en el grado de estratificación por países y las compararemos con los Estados Unidos.

1.2 Datos y métodos

1.3.1 Adecuación de la muestra y selección de variables

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

Los microdatos censales proporcionan información sociodemográfica de todos los individuos que conforman un hogar (edad, sexo, estado matrimonial, lugar de nacimiento, etc). 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 recogidos 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 unidas, haber tenido tiempo de completar los estudios universitarios y minimizar el efecto de la disolución de las uniones debido a la separación, divorcio o viudedad (Esteve & McCaa 2007). Para cada país y año, las parejas seleccionadas se clasifican en función del nivel educativo de los cónyuges y el 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 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 clasificada según el sistema educativo de las Naciones Unidas en cuatro categorías: educación inferior a primaria, educación primaria completa, educación secundaria completa y educación terciaria completa, lo que nos permite una comparación entre países. Sin embargo, en algunos casos como Brasil, Colombia, Costa Rica, República Dominicana o Venezuela, esta clasificación no corresponde al sistema educativo del país, creando 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 permitir la comparación con el resto de los países.

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

1.3.2 Métodos

El análisis de los datos se divide en dos partes. La primera consiste en una parte descriptiva que recoge la siguiente información: (1) porcentaje de individuos por sexo y nivel educativo; (2) distribución de mujeres en unión (casadas o cohabitando) por nivel educativo y proporción de mujeres en unión consensual; y (3) el porcentaje de parejas homógamas considerando 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 log-lineales, ampliamente utilizados en estudios de homogamia (Schwartz & Mare 2005; Mare 1991; Esteve, 2005). Los modelos log-lineales poseen dos características que los hacen especialmente apropiados para este tipo de análisis: (i) no asume ninguna relación causal entre la variable dependiente y la independiente (ej. el nivel educativo de los cónyuges); (ii) considera todas las interacciones posibles dentro del mercado matrimonial y descompone 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 log-lineal es el modelo saturado (Ecuación 1). En la 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, incluye todos los posibles efectos de interacciones unidireccionales y bidireccionales en una tabla de contingencia de doble entrada. Además este modelo no asume ninguna restricción en la asociación entre la educación del hombre y la mujer pero lo que sí asume es que el patrón de emparejamiento para personas casadas y que cohabitan es idéntico.

De esta misma manera, cuando queremos diferenciar por tipo de unión, utilizamos un modelo log-lineal 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 queremos un resultado global para ambos tipos de unión utilizamos el parámetro μ_{ij}^{MF} de la Ecuación 1. Si exponenciamos estos parámetros, obtenemos *odds ratios*, de cuya interpretación hablaremos en el apartado de resultados.

1.4 Resultados

1.4.1 Resultados descriptivos

En la Tabla 1.1 presentamos el porcentaje de población en el rango de edad de 25 a 34 años por nivel educativo, sexo, país y ronda censal. Primero, los datos muestran que el porcentaje de personas que tienen un nivel educativo inferior al primario se ha reducido en las últimas cuatro décadas. En paralelo, el porcentaje de personas en las categorías de primaria completa, secundaria completa y universidad completa ha aumentado. Segundo, el porcentaje de mujeres en las categorías de secundaria y universidad ha crecido llegando en la actualidad a sobrepasar al porcentaje de hombres en estas 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 Estados Unidos. Por países, Brasil y República Dominicana presentan los niveles más altos de personas con estudios inferiores a primaria en la ronda 2010. En el lado opuesto, Costa Rica y Panamá presentan un mayor número de personas en el nivel terciario para este mismo periodo.

Tabla 1-1 Porcentaje de personas por nivel educativo, sexo, país y ronda censal (25 – 34 años).

	<Primaria					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
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	-
C. 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
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	-
Rep. Dom.	-	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	-	26.3	1.9	3.6	5.6	-	5.9
Venezuela	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	-
USA	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
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	-
C. 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
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	-
Rep. Dom.	-	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	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	-
USA	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

Fuente: IPUMS-International, cálculos propios.

Tabla 1-2 Porcentaje de mujeres en unión (casadas o en cohabitación) por nivel educativo, país y ronda censal (25-34 años).

	<Primaria					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	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
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	-	61.1	60.8	60.7	48.9	-
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	-
C. Rica	77.8	77.1		74.6	72.0	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
Mexico	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	-
Panama	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	-
Rep. Dom.	-	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	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: IPUMS-International, cálculos propios.

La Tabla 1.2 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 está 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 el incremento del porcentaje de mujeres en las categorías educativas más altas, la edad para formar una pareja estable ha permanecido constante en Latinoamérica (Martín 2002; Spijker et al. 2013).

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 la Tabla 1.3, que muestra el número de mujeres en unión consensual sobre el total de mujeres en unión, se produjeron cambios notables en las cuatro últimas 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 su importancia incrementó. Un ejemplo es el caso de Panamá, donde la cohabitación en educación terciaria del 0.6% en 1970 al 42% en 2010. Finalmente, 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.

Tabla 1-3 Porcentaje de mujeres en unión consensual sobre el total de mujeres por nivel educativo, país y ronda censal (25-34 años).

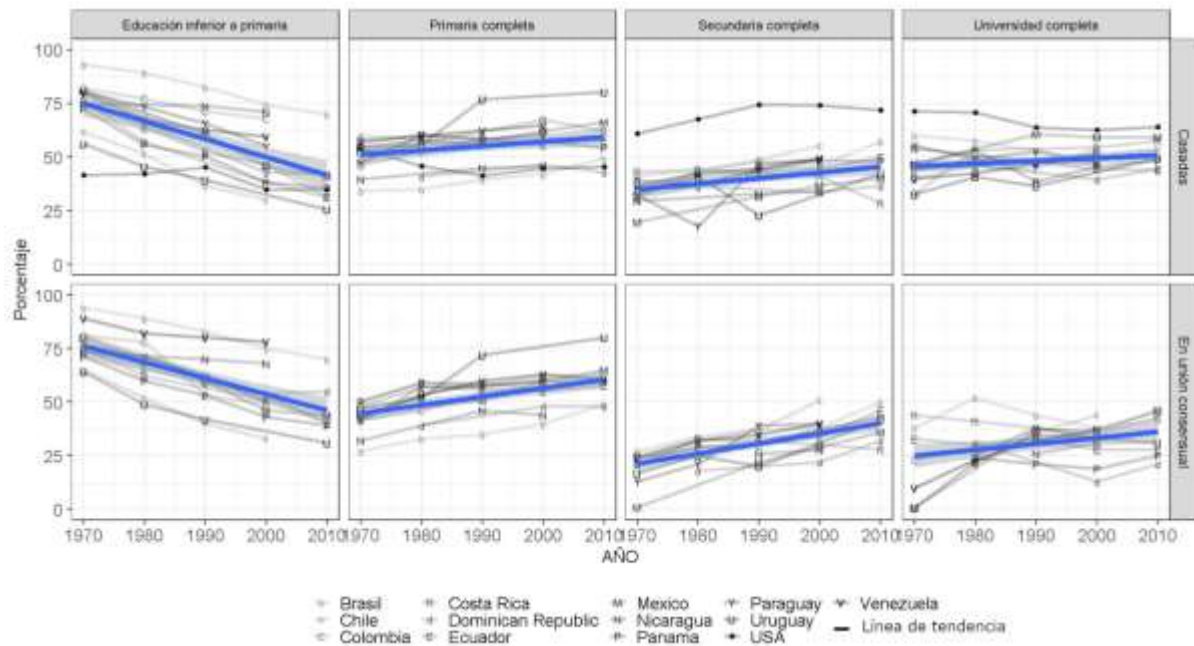
	<Primaria					Primaria Completa					Secundaria Completa					Universidad Completa				
	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010	1970	1980	1990	2000	2010
Brasil	7.9	14.0	24.6	42.4	60.0	3.6	10.6	19.9	36.5	54.5	1.7	5.5	12.2	24.2	40.8	2.0	5.1	9.1	15.9	25.3
Chile	7.5	1.1	20.2	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	-
C. 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
Mexico	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	-
Panama	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	-
Rep. Dom.	-	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	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: IPUMS-International, cálculos propios.

La ilustración 1.1 (ver datos en Anexo 1.1), muestra el porcentaje de parejas homogamas por nivel educativo, tipo de unión y país a lo largo del tiempo. En ambos tipos de unión el porcentaje de parejas homogamas es relativamente alto, aunque en la categoría de estudios inferiores a primaria estos porcentajes han disminuido en el tiempo. En el caso del nivel de educación terciaria, al contrario que la categoría educativa inferior a primaria, el porcentaje de parejas homogamas 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 homogamos 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 Latinoamérica y los EE.UU, los porcentajes de homogamia entre personas casadas en la categoría educación inferior a primaria en los Estados Unidos fue mínima comparada con el resto de países de América Latina. Sin embargo, esta diferencia se ha ido reduciendo. Como resultado, en 2010, EEUU muestra porcentajes similares o incluso mayores (34.8%) que otros países como Costa Rica 31.3% y Ecuador 31.6% en esta misma categoría educativa. En el caso de la educación terciaria, los EE. UU muestran porcentajes más altos de parejas homogamas 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 homogamas en el nivel terciario de América Latina, 59.2%. Sin embargo, esta cifra es mucho más baja que en EE UU en el mismo año (64%).

Ilustración 1-1 Porcentaje de parejas homogamas por nivel educativo y tipo de unión 1970-2010.



Fuente: IPUMS-International, cálculos propios.

1.4.2 Modelos Log-lineales

En lo referente a los resultados obtenidos a través de los modelos log-lineales, para medir la brecha entre universitarios y el resto de grupos educativos, hemos utilizado la odd ratio 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 odds ratio. Por tanto, basta con deshacer el logaritmo para extraer las odds ratio correspondientes. Tomando como referencia a la población universitaria, las odds ratios que presentamos ponen en relación cada grupo educativo respecto al grupo con universidad completa 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 indican la situación contraria. Y los valores iguales a 1 indican ausencia de diferencias entre homogamia y heterogamia. En términos de distancia o brecha entre grupos, cuanto más elevada sea la odds ratio, mayor será la brecha educativa entre esos dos grupos y, por tanto, menos frecuente es que se den parejas mixtas.

Estos parámetros indican por nivel educativo cuantas parejas homogamas 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 odds ratio (o brecha) entre universidad y secundaria completa igual a 20 significa que, controlando por el tamaño de los grupos, una unión homogama entre universitarios es 20 veces más frecuente que una unión mixta entre universitarios y secundaria completa.

La ilustración 1.2 (ver datos en Anexo 1.2) muestra los niveles y tendencia en la brecha educativa entre universitarios y el resto de grupos educativos sin diferenciar por tipo de unión para los doce países de América Latina más Estados Unidos. La ilustración incluye una línea resumen de tendencia para el conjunto de países de América Latina. En concreto, se muestra la distancia entre primaria incompleta y universidad, primaria completa y universidad, y secundaria completa y universidad. Los resultados muestran que hay una fuerte estratificación por nivel educativo en todos los países. Más allá de los efectos del tamaño de los grupos, los modelos log-lineales confirman que el mercado matrimonial está fuertemente 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 está generalmente entre 3 y 10, esto significa 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) a 880 (Chile 2000). Todavía más significativa es la distancia entre universidad y primaria incompleta, alcanzando valores entre 403 (Nicaragua 1970) y varias decenas de millar (ej. México, Nicaragua, Chile).

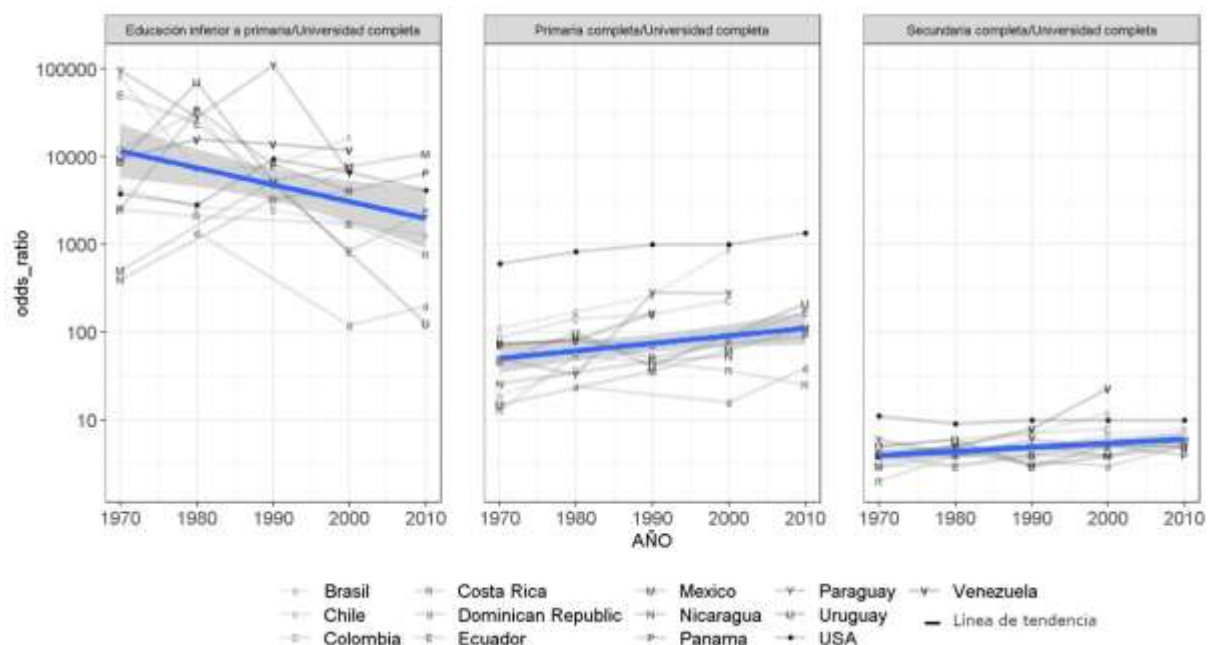
La evolución de los parámetros en el tiempo muestra un aumento de la brecha educativa entre universitarios por un lado, y secundaria y primaria completa por otra. Hay que recordar que estos dos grupos son los que representan a la mayoría de la población. La población con primaria incompleta es prácticamente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

Por países, destacamos los casos de Chile y Venezuela 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 el año 2000, un aumento que multiplica por dos las diferencia entre ambos años. En Venezuela, la brecha entre

universidad y secundaria completa creció de 4 en 1970 a 23 en el año 2000. Es decir, la dificultad de unión entre los niveles de secundaria y universidad se ha multiplicado por cinco.

En 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 este país. Sin embargo, las tendencias en el tiempo difieren. En Estados Unidos se reduce la brecha entre universidad y secundaria completa y aumenta respecto a primaria completa.

Ilustración 1- 2 Evolución de las barreras en el mercado matrimonial 1970-2010. Modelo MF

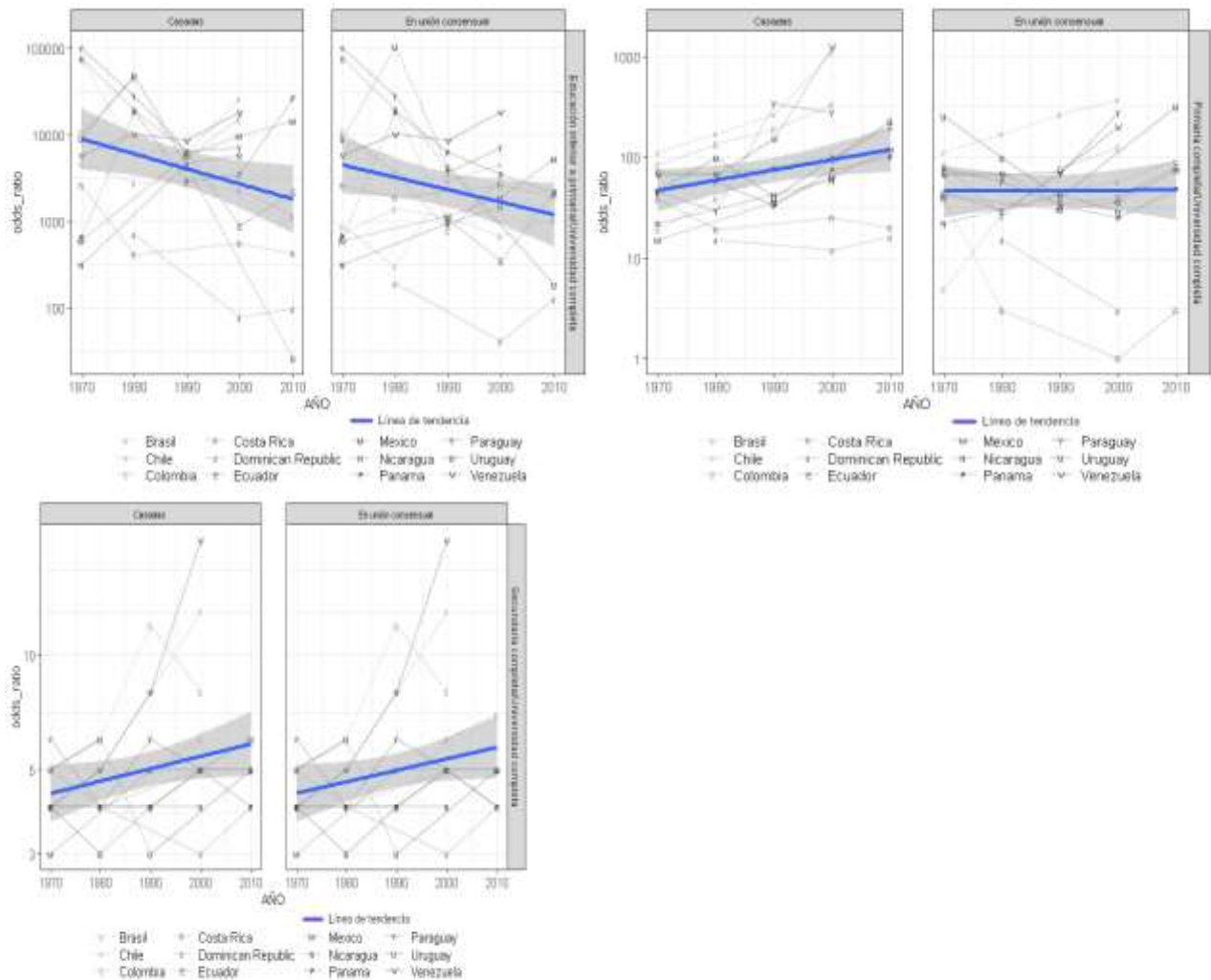


Fuente: IPUMS-International, cálculos propios.

La ilustración 1.3 (ver datos en Anexo 1.3) 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 de la ilustración 1.2 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 media, 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.

Ilustración 1-3 Evolución de las barreras del matrimonio y la unión consensual en el mercado matrimonial 1970-2010. Modelo UMF



Fuente: IPUMS-International, cálculos propios.

1.5 Conclusiones

En este estudio hemos examinado el mercado matrimonial y su sistema de estratificación educativa en parejas jóvenes de doce 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 fuerte grado

de estratificación educativa de los mercados matrimoniales en América Latina que, por lo general, generan un número de parejas homógamas muy superiores a las que esperaríamos en condiciones de aleatoriedad. Lógicamente, es un resultado que ha sido corroborado en estudios previos no solo para América Latina sino para 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 demuestran números estudios previos, que la educación universitaria se ha convertido en la barrera más relevante de las sociedades contemporáneas. Y, en América Latina, no es solo una barrera educativa sino una barrera social en tanto que el acceso a los estudios universitarios, especialmente a las universidades de élite, está muy supeditado a la condición social.

En este contexto, nuestros resultados constatan la brecha que existe en el mercado matrimonial entre universitarios y el resto de grupos. Una brecha que aumenta conforme descendemos en la jerarquía educativa. La distancia respecto a los universitarios se multiplica en media para la región latinoamericana por 5 en el caso de secundaria completa y en 109 en media para la categoría de primaria completa. Esta cifra aumenta en mayor proporción alcanzando niveles de hasta 1306 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 estas distancias, coherente con la idea de que la expansión educativa ha desplazado la frontera social hacia niveles educativos más elevados. Los resultados sugieren 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 por qué 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 los 70s.

En referencia al tipo de unión, América Latina continúa presentando diferencias entre matrimonios y uniones consensuales en el porcentaje de parejas homógamas 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, junto a Venezuela 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 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 el 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 reflexión mayor y, probablemente, explique parte de la dinámica observada con estos datos. Los niveles observados de homogamia educativa y las diferencias educativas deberían ser ratificados con otros estudios que incorporen variables adicionales que también juegan un papel importante en la formación de parejas: etnia, clase social, religión, entre otras. Igualmente, sería muy interesante diferenciar dentro de cada nivel educativo en función del carácter más o menos elitista de la institución educativa, u de otros criterios, tipo de estudios, etc. El estudio de la homogamia educativa en América Latina posee 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 la región.

Anexo 1-1 Porcentaje de parejas homógamas por nivel educativo y tipo de unión.

	<Primaria					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
Casadas																				
Brasil	93.2	89.3	82.5	74.5	69.8	34.3	34.8	39.6	42.1	49.5	30.6	36.5	43.7	46.0	57.3	60.2	57.5	53.2	48.9	53.8
Chile	61.7	51.5	36.4	30.0	-	60.1	58.2	58.0	54.8	-	41.2	43.9	48.9	55.3	-	44.3	45.1	44.3	54.2	-
Colombia	82.1	77.2	71.3	67.9	-	45.9	52.4	58.5	61.3	-	32.0	43.5	47.9	48.5	-	40.0	46.3	48.3	52.0	-
C. Rica	76.2	56.9	-	38.2	31.3	47.8	56.6	-	67.5	62.0	43.3	44.1	-	40.9	28.5	32.9	53.5	-	54.4	57.7
Ecuador	74.1	63.7	52.4	46.4	31.6	58.0	60.5	59.0	56.1	57.8	35.2	41.0	43.2	44.9	50.0	43.9	48.8	47.4	44.4	44.2
México	80.8	-	60.7	45.7	40.9	54.5	-	57.3	62.1	66.3	19.7	-	31.9	36.7	40.3	47.0	-	60.8	59.2	59.2
Nicaragua	75.0	-	74.0	71.0	-	39.6	-	44.9	45.8	-	29.6	-	33.0	34.0	-	53.8	-	47.7	46.7	-
Panamá	72.6	55.6	50.3	38.1	35.6	54.7	57.8	55.2	57.5	54.3	39.0	38.0	43.7	48.2	48.0	46.3	53.4	38.4	45.5	48.4
Paraguay	80.6	73.2	65.6	55.1	-	47.2	60.1	58.2	60.2	-	32.4	17.8	46.5	48.5	-	55.3	49.1	52.6	47.3	-
Republica	-	65.4	-	42.8	42.1	-	41.1	-	46.4	43.0	-	36.3	-	33.6	36.6	-	46.2	-	39.6	44.4
Uruguay	56.1	45.4	39.2	-	25.5	52.4	55.8	77.0	-	80.3	32.0	40.9	22.9	-	42.5	32.7	40.8	36.6	-	49.4
Venezuela	79.8	67.8	62.5	59.5	-	56.9	59.7	62.4	64.9	-	36.7	42.5	44.8	49.5	-	39.8	42.5	46.8	51.5	-
USA	41.6	42.2	45.1	34.7	34.8	53.9	45.7	41.3	44.7	45.4	60.8	67.6	74.4	74.2	71.8	71.1	70.8	63.8	62.5	64.0
En union																				
Brasil	94.0	88.6	82.6	75.5	69.7	27.0	33.4	35.4	39.7	49.3	27.5	34.3	36.6	38.5	50.1	38.4	51.9	44.4	38.1	41.6
Chile	64.6	52.3	39.9	33.1	-	51.3	59.1	58.7	55.6	-	21.1	32.2	36.9	50.7	-	0.0	21.4	35.8	44.1	-
Colombia	80.7	77.5	53.2	48.8	-	42.4	45.7	53.6	56.8	-	21.4	31.5	33.4	36.5	-	23.1	28.5	32.1	36.5	45.8
C. Rica	75.3	62.0	-	50.8	42.6	41.7	54.2	-	62.0	59.7	25.0	32.8	-	30.0	28.4	44.4	40.9	-	34.9	42.7
Ecuador	74.0	65.8	59.4	53.3	40.0	47.7	57.2	56.2	55.1	58.0	21.3	29.0	30.4	34.1	45.8	33.2	29.6	32.9	27.7	27.5
México	80.3	-	59.8	46.0	43.9	44.6	-	51.1	60.2	65.1	0.0	-	22.1	28.5	35.6	0.0	-	36.6	37.1	45.5
Nicaragua	72.5	-	70.1	68.1	-	31.7	-	46.1	43.8	-	0.0	-	26.0	28.0	-	0.0	-	26.3	31.5	-
Panama	70.6	59.9	53.3	42.8	38.8	49.9	59.0	58.2	60.1	58.6	23.7	28.9	31.0	36.8	42.9	0.0	24.0	20.6	18.6	24.9
Paraguay	77.1	70.8	62.4	50.2	-	40.5	56.9	56.7	60.2	-	12.5	21.1	39.0	40.2	-	0.0	25.0	38.1	33.2	-
Republica	-	71.4	-	53.6	55.3	-	39.0	-	48.3	48.0	-	18.2	-	22.2	31.7	-	31.5	-	12.9	20.5
Uruguay	64.0	49.4	42.5	-	30.9	46.6	51.6	72.2	-	79.7	16.9	25.5	19.9	-	41.7	0.0	22.2	35.3	-	31.5
Venezuela	89.2	82.5	80.2	78.5	-	42.8	53.2	59.9	62.5	60.5	23.8	31.7	35.1	39.7	-	10.2	23.4	32.1	37.2	-

Fuente: IPUMS-International, cálculos propios.

Anexo 1-2 Evolución del valor de los parámetros de las barreras en el mercado matrimonial 1970-2010. Modelo MF

	<Primaria / 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
Brazil	4359	2644	2465	1737	1287	19	38	72	94	110	3	3	4	7	8
Chile	80822	7115	7708	16647	-	112	171	265	880	-	4	5	7	12	-
Colombia	12333	32533	2951	7406	-	86	143	161	233	-	5	6	7	8	-
C. Rica	2515	2115	-	1703	765	13	55	-	37	25	2	4	-	5	5
Ecuador	51021	24343	4817	837	2392	74	81	74	88	171	4	3	4	5	5
Mexico	508	-	5324	7785	10829	15	-	36	63	113	3	-	5	4	6
Nicaragua	403	-	3361	4105	-	26	-	47	54	-	4	-	4	4	
Panama	2540	34544	8103	4105	6503	70	82	51	75	91	4	5	3	5	4
Paraguay	96761	28283	11130	6503	-	50	33	281	279	-	6	4	6	5	-
Republica	-	1380	-	120	198	-	24	-	16	39	-	4	-	3	5
Uruguay	8778	71682	5115	-	126	47	98	41	-	211	5	6	3	-	5
Venezuela	9605	15835	14045	11849	-	74	81	164	-	-	4	5	8	23	-
Promedio	24513	22047	6502	5709	3157	53	81	119	182	109	4	5	5	7	5
USA	3752	2836	9414	6701	4146	602	829	1002	992	1339	13	-	10	10	10

Fuente: IPUMS-International, cálculos propios.

Anexo 1-3 Evolución del valor de los parámetros de las barreras al matrimonio y unión consensual 1970-2010. Modelo UMF

	<Primaria / 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
Casadas															
Brazil	4675	2807	2836	2322	1176	19	39	77	104	103	4	3	5	6	8
Chile	74608	6374	6374	26370	-	111	169	265	1097	-	4	5	8	13	-
Colombia	10721	45707	5710	15678	-	82	133	189	334	-	5	6	12	8	-
C. Rica	2618	416	-	561	428	38	19	-	25	20	5	4	-	5	5
Ecuador	77653	19536	6374	880	2186	70	69	77	96	202	4	3	4	5	5
Mexico	602	-	5884	9701	14618	15	-	36	65	119	3	-	5	5	6
Nicaragua	321	-	4722	5825	-	22	-	42	59	-	4	-	4	4	-
Panamá	665	18398	2922	3533	26903	45	57	33	75	100	4	4	4	5	4
Paraguay	99708	28283	6438	7187	-	45	29	340	273	-	6	4	6	5	-
Rep. Dom.	-	721	-	79	98	-	15	-	12	16	-	4	-	3	4
Uruguay	9136	50011	4273	-	26	47	97	40		226	5	6	3	-	5
Venezuela	5825	10199	8691	18583	-	67	66	151	1236	-	4	5	8	20	-
Promedio AML	26048	18245	5422	8247	6491	51	69	125	307	112	4	4	6	7	5
En unión consensual															
Brazil	728	1422	1097	679	1054	5	27	44	58	92	4	3	4	6	7
Chile	889	299	2922	4629	-	111	169	265	365	-	4	5	8	13	-
Colombia	10721	3641	788	3041	-	82	26	78	123	-	5	6	12	8	-
C. Rica	2618	1882	-	2592	1939	38	3		1	3	5	4	-	5	5
Ecuador	77653	19536	1064	351	2186	70	69	34	40	80	4	3	4	5	4
Mexico	602	-	1153	1882	5378	41	-	30	36	74	3	-	5	5	5
Nicaragua	321	-	953	1480	-	22	-	42	29		4	-	4	4	
Panamá	665	18398	6374	3533	2122	76	57	33	25	48	4	4	4	5	4

Fuente: IPUMS-International, cálculos propios.

CAPÍTULO 2: EDUCATIONAL ASSORTATIVE MATING AND INCOME INEQUALITY IN TEN LATIN AMERICAN COUNTRIES

Abstract

Research on Europe and the USA concluded that changes in educational homogamy have had little impact on inequality between households. In this article, we test if these conclusions also hold in ten Latin American countries that have experienced major societal transformations over the last decades. We examine the relationship between educational assortative mating and income inequality across two decades in which education expanded dramatically and inequality went down in several countries. We use data from the Luxembourg Income Studies (LIS) complemented with various nationally representative households surveys to estimate the impact that changes in educational homogamy had on inequality in these countries. In contrast to previous studies on Europe and the USA, we find that changes in assortative mating have had a certain impact on income inequality between households. This observation is in line with the hypothesis that changes in educational homogamy can have a greater impact on inequality in contexts where female labor force participation is relatively low.

Keywords: homogamy, households, income inequality, Latin America

2.1 Introduction

Education is an important determinant of social success (Blossfeld & Timm 2003) and a predictor of future incomes (Spence 1973). Individually, a person who wishes to obtain an economic remuneration can go to the labor market to generate income and accumulate wealth in the form of goods or investments. If this person is in a relationship, her income and assets add to those of her partner. Marriage and partnering are therefore important factors determining the income and capital of households.

A large body of literature on homogamy within relationships (Kalmijn 1994: 1998), has concluded that resourceful individuals form couples together, and people with less resources partner each other too. As a result, the socioeconomic differences between couples and households are expected to increase (Blossfeld & Timm 2003). In recent years, the study of educational homogamy¹ has gained notoriety worldwide as a possible cause of income inequality between households. Several authors have directed their research toward studying the impact that homogamy has on income inequality between households in Asia, Europe and the United States (Breen & Salazar 2010: 2011; Breen & Andersen 2012; Dribe & Nystedt 2013; Boertien & Permanyer 2019; Greenwood et al. 2014; Fujihara & Uchikoshi 2019; Fukuda et al. 2019). Most research focuses on the USA and Europe and showed that changes in educational homogamy have had little impact on earnings or income inequality between households.

The aim of this article is to study whether this conclusion holds in ten Latin American countries which have recently undergone profound changes in terms of both education and inequality. Contrary to Europe and the USA, inequality has decreased across the last decades in Latin America. Educational expansion, the informal economy which represented 40% of GDP during 2010-2014 (OECD) and demographic transformations might have either contributed to or slowed down this process. These dramatic changes might have profoundly changed partnering behavior and its impact on inequality. This might particularly be the case in these countries as previous research has suggested that changes in educational homogamy can have a major impact on inequality in contexts where labor force participation is relatively low (Boertien & Permanyer 2019)

¹ We use the terms homogamy and assortative mating interchangeably, and refer to the extent to which individuals with given characteristics form unions together

To test whether changes in educational homogamy have indeed shaped income inequality in these ten Latin American countries, we use data from the Luxembourg Income Studies (LIS) complemented with various nationally representative household surveys. The included countries are a) Brazil, Colombia, Mexico, Panama, Peru and Paraguay with data from the Luxemburg Income Studies (LIS), and b) Chile, Costa Rica, Uruguay and Bolivia with data from household surveys. These countries are of particular interest because the majority of them have suffered transformations in aspects such as divorce, the reduction of the size of households and increases in cohabitation. Furthermore, education has expanded dramatically over the last decades, and income inequality has decreased. These changes might have had their impact on the boundaries between social groups, and in turn, might have reduced homogamy within relationships. At the same time, levels of homogamy between people with high incomes continues being important (Torche 2010). This fact creates new ways of stratification where economic inequality reduces the interaction and romance between individuals with different levels of education (Torche 2010).

We estimate the contribution of changes in educational homogamy to household income inequality across the last decades (from the 2000s to the 2015s, depending on the country). Our analysis relies on simulating counterfactual distributions of households with different levels of homogamy, which allows us to estimate the impact of changes in homogamy on inequality. The article is structured as follows. In the first section of the study, we review the research that deals with homogamy and inequality, as well as the conclusions and the theories behind this topic. In the second section, we focus on the Latin American case and describe trends in inequality and education that previous research has documented. In the third section we expose the data and methods followed by our results and a final conclusion.

2.2 Background

2.2.1 Educational homogamy and inequality

There is no consensus on whether educational homogamy matters for inequalities between different households. Some authors have hypothesized that educational homogamy matters for inequality (Blossfeld & Timm 2003). However, recent empirical studies show that changes over time in educational homogamy have had a negligible effect on inequality (Breen & Andersen 2012; Boertien & Permanyer 2019; Eika et al. 2019). Several authors such as

Schwartz (2013); Grotti & Scherer (2016) and Boertien & Permanyer (2019) suggest two main factors that could explain the limited influence of changes in homogamy on inequality.

First, there are those who consider that the changes produced in educational homogamy over time have not been strong enough to affect income inequality (Schwartz 2013). The debate about whether homogamy has increased or not in the course of time remains open. For the US, Rosenfeld (2008) argued that educational homogamy has remained stable over time while Schwartz & Mare (2005) and (Solís et al. 2007) suggested that educational homogamy had increased. In the case of Europe, trends in educational homogamy appear unclear (Blossfeld & Timm 2003). Given these unclear trends in homogamy it might be unsurprising that changes in educational homogamy have contributed little to income inequality between households. Boertien & Permanyer (2019) showed that extreme changes in educational homogamy could have had considerable impact on income inequality between households, but that real trends in educational homogamy have indeed been too weak to have major consequences.

Secondly, some authors argue that the combined level of education of the couple is a weak predictor of family income because many women still reduce labor supply after marriage and/or childbearing (Breen & Andersen 2012; Grotti & Scherer 2016). However, in contrast to this hypothesis the potential impact of changes in educational homogamy appears to be smaller in contexts where female participation is lower, as lower educated women are relatively less likely to work in such contexts as compared to higher educated women (Boertien & Permanyer 2019).

Both factors suggest that the impact of changes in educational homogamy might have had a stronger impact on inequality in Latin American countries than what has been found in existing studies so far. Firstly, Latin American countries have undergone important demographics and socioeconomic changes such as increases in foreign investment, changes in political systems, central-north and south migration, increases in cohabitation, dramatic educational expansion and reductions in income inequality. These profound societal changes might have led to major changes in educational homogamy. However, previous research has documented that educational homogamy persisted, which appears to be at least partly the result of high levels of inequality in the region (Torche 2010; Fernández et al. 2005). Secondly, the relatively low levels of female employment might have made such changes in educational homogamy particularly consequential for income inequality between households (Boertien & Permanyer 2019).

2.2.2 *The Latin American context*

Even though the Latin American context represents a heterogeneous group of countries, there are some general trends that emerged across most countries of the region. Latin America has been characterized throughout its recent history as one of the regions with the highest levels of economic inequality in the world. During the 1990s, it registered an average Gini coefficients of around 0.53 (CEPALSTAT 2018²). These values are much higher than those found in the United States (0.41) or, on average, in Europe (0.30; World Bank³ and EUROSTAT⁴ 2018). Nevertheless, since the year 2000, levels of inequality have changed. While in most Latin American countries there has been a reduction in inequality (Lopez-Calva & Lustig 2009), in the United States and Europe it has increased. Several factors are argued to be behind this trend change in Latin America; some are structural, such as technological modernization or government income distribution policies (Cruces & Gasparini 2008) and others are socio-demographic, such as the increase in the presence of women in the labor market or educational expansion (Lopez-Calva & Lustig 2009). Nonetheless, it has to be noted that the women's labor force participation rate is considerably lower than men's. In 2017, female participation rates varied between a minimum of 43% to a maximum of 62% across the region⁵. At the same time, despite the improvements in economic and labor terms, they have not completely put an end to the strong gender inequalities (Lopez-Calva & Lustig 2009).

Besides gender differences in education there are clear socioeconomic background differences in access to types of secondary and tertiary education. The lower and middle social classes receive a lower quality education than the higher income classes, which have access to better education through private schools (Lopez-Calva & Lustig 2009). This fact creates clear barriers when it comes to contact between different socio-economic groups and establishing a common contact space. In segregated societies, the chances of finding a partner with a different educational level are more improbable which leads to increased levels of educational homogamy (Torche 2010).

²CEPALSTAT (2018). <http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/portada.html?idioma=spanish>

³ World Bank. (2018) <https://www.bancomundial.org/>

⁴ EUROSTAT (2018). <https://ec.europa.eu/eurostat>

⁵ World Bank (2017) estimates the following country-specific female employment rates: Brazil (52 %), Bolivia (57 %), Chile (48 %), Colombia (57 %), Costa Rica (43 %), Mexico (42 %), Panama (49 %), Paraguay (56 %), Peru (62 %), and Uruguay (56 %).

Over the last decades, there has been a major expansion in education. This expansion of education has improved the access of the middle and lower classes to higher levels of education, producing a diversification in the educational structure and reducing homogamy among these groups (Esteve & McCaa 2007). Despite these developments the highest social classes appear to have maintained or even increased levels of educational homogamy over the years (López Ruiz et al. 2008). This increase in educational homogamy among people with a university education determines that, in spite of educational expansion, the structure of Latin American society continues to impede social mobility. The barriers when it comes to matching between the different social classes might therefore have been accentuated (Torche 2014) and the economic differences generated from educational achievement, contribute to the reproduction of social inequality in the region (Rodríguez 2016).

In sum, the major transformation of Latin American societies can have led to changes in partnering behaviour that impacted income inequality. However, the conservation of educational and labor market advantages by the higher classes can also have led to patterns of partnering behaviour that reinforce these inequalities further. In the empirical section we will investigate which of these two possibilities holds.

2.3 Data and Methodology

2.3.1 Data

In order to cover as many Latin American countries as possible, we use two types of data- The first type consists of household surveys from Bolivia, Chile, Costa Rica⁶ and Uruguay. The second type consists of data as harmonized by the Luxembourg Income Studies (LIS)⁷ for Brazil, Colombia, Mexico, Panama, Peru and Paraguay. Both types of data are representative cross-sectional surveys. Time periods covered by the data range from the first and second decade of the 21st century. For each country, we use the most recent and oldest dataset available.

⁶ Data provided by the government of Costa Rica. <https://www.inec.cr/>

⁷ For more information about LIS, see: <http://www.lisdatacenter.org/>

We select households where the head of household was between 30 and 64 years old at the time of the survey.⁸ We exclude same-sex couples (as part of our analysis is based on the relationship between men's and women's education within couples) as well as households with members who are not (natural/step/foster/adopted) children or partners of the head of household. We take both married and cohabiting partners into account. We include households where the head of household is single, divorced or widowed. Table 2.1 displays the first and last dataset used for each country, as well as the sample sizes obtained after our restriction criteria are applied.

Table 2-1 Countries, years and final sample sizes

Countries	Year t ₀	Number of households year t ₀	Year t ₁	Number of households Year t ₁
Bolivia	2005	3,839	2013	10,304
Brazil	2006	6,583	2013	6,353
Chile	2000	40,894	2015	53,387
Colombia	2004	6,780	2013	5,929
Costa Rica	2001	5,475	2015	7,324
México	2000	7,953	2012	6,981
Panamá	2007	6,687	2013	6,679
Paraguay	2010	7,526	2013	7,128
Peru	2004	5,011	2013	4,194
Uruguay	2006	10,040	2015	20,408

Source: Authors elaborated based on LIS database.

In order to facilitate a comparative analysis across countries we have harmonized the various databases used. We harmonized the variable education using the ISCED classification scheme⁹ from 1993. We divided education into four categories: no completed education (ISCED-0), completed primary education but secondary incomplete (ISCED-1 and 2), secondary completed and university or tertiary education incomplete (ISCED-3, 4 and 5) and finally, university or tertiary level completed (ISCED- 6).

The second key variable of the analysis is household income. We look at inequality in disposable household income which is defined as the sum of monetary and non-monetary income from labor, monetary income from capital, monetary social security transfers and non-monetary social assistance transfers, as well as monetary and non-monetary private transfers,

⁸ Cases where the man is 30 years older than the women or where the woman is 25 years younger are excluded (Breen and Salazar 2011).

⁹ ISCED: International Standard Classification of Education provided by UNESCO. see: http://www.unesco.org/education/information/nfsunesco/doc/isced_1997.htm

less the amount of income taxes and social contributions paid. We focus on income instead of on earnings as it is a more complete indicator of returns to education. In other words, available household income provides a more accurate picture of the inequality of resources in households. Household income is equalized using the square root of the number of household members and Purchasing Power Parity deflators are used to adjust income variables to 2011 levels expressed in US dollars.¹⁰

2.3.2 Methods

We initiate our analysis by describing how the relationship between partners' levels of education changed over time. The association between partners' educational levels is estimated using Spearman's Rho, a measure of rank correlation appropriate for ordinal variables. Subsequently, we estimate whether changes in educational homogamy contributed to changes in income inequality over time. To this end we classify households into different groups based on the education of the male and female partner within the couple. We also incorporate men and women who were single and assign the value 'absent' to their partner's level of education. Both his and her education can therefore take on 5 values (ISCED 0; ISCED 1-2; ISCED 3-4-5; ISCED 6; absent). Combining his and her education for each household leads to 25 categories of households. We subsequently divide all cells into two groups based on the age of the male partner (or the age of the female if single; set at being 47 or younger, or 48 and older), leading to 50 groups of households in total. We divide the sample by age to account for age-differences in household income, and to put restrictions on who is expected to partner with whom in later analysis. The choice for two age groups is arbitrary and driven by the nature of the analysis which does not allow controlling for age. Our analysis depends on simulating alternative distributions of households across these 50 groups, and to subsequently calculate levels of inequality based on these simulated distributions.

Following the studies that set the standard (Breen & Andersen 2012; Breen & Salazar 2010; 2011) we express inequality using the Theil index (T), and specifically in the following form (Breen & Andersen 2012):

¹⁰ Parity of purchasing power (PPP) harmonized see: <http://www.lisdatacenter.org/data-access/ppp-deflators/>

$$T = \sum_j p_j \frac{\bar{x}_j}{\sum_j \bar{x}_j p_j} \ln \left(\frac{\bar{x}_j}{\sum_j \bar{x}_j p_j} \right) + \sum_j p_j \frac{\bar{x}_j}{\sum_j \bar{x}_j p_j} T_j \quad [1]$$

Inequality in this form depends on three quantities: p_j which is the share of households in each of the 50 categories defined above (indexed by j); \bar{x}_j which is the average household income in group j ; and T_j which is the inequality in income within group j , where:

$$T_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \frac{x_{ij}}{\bar{x}_j} \ln \left[\frac{x_{ij}}{\bar{x}_j} \right]. \quad [2]$$

Here n_j is the number of cases in group j and x_{ij} the income of household i in group j . The first part of equation [1], $\sum_j p_j \frac{\bar{x}_j}{\sum_j \bar{x}_j p_j} \ln \left(\frac{\bar{x}_j}{\sum_j \bar{x}_j p_j} \right)$, is the part of household income inequality that is due to variation between groups of households ('between-group inequality') whereas the second part expresses variation within groups of households ('within-group inequality').

Our main goal is to determine the impact that changes in assortative mating had on changes in income inequality between two points in time (t_0 and t_1). To simulate such counterfactual levels of inequality, the values of the three quantities p_j , \bar{x}_j , and T_j as observed in one period can be applied to another period. For instance, to simulate the influence of changes in the distribution of households across groups on inequality, the values of p_j as observed in the first period can be combined with the values of \bar{x}_j , and T_j as observed for the second period. In such manner, the counterfactual question is answered of how high inequality were to be if the distribution of households would have remained stable over time, but all other factors changed as observed in the data (i.e. average incomes and inequality in incomes within the different groups of households).

However, applying the distribution of households across groups p_j from one period to another simulates changes that go beyond changes in educational homogamy over time. Nevertheless, simply applying absolute shares of households across groups from one period to another not only changes patterns of educational assortative mating, but also changes the marginal educational distributions. Estimated counterfactual levels of inequality would therefore also capture the influence of educational expansion if values of p_j were to be applied without adjustment. We therefore follow (Breen & Salazar 2010: 2011) in their method based on the Deming-Stephan algorithm. In this procedure, relative patterns of educational homogamy as observed in the first observation period t_0 are applied to the distribution of households as observed in the last

observation period t_1 , while maintaining the marginal educational distributions as observed in t_1 . In this manner, we obtain a p_j that, once plugged into its t_2 context (i.e. t_1 levels of \bar{x}_j and T_j) indicates the contribution of changes in the association between her and his education *per se* to income inequality in t_2 .

2.3.2.1 Simulations of the impact of extreme changes in educational homogamy

In order to understand our main results, we estimate the potential impact of extreme hypothetical changes in educational homogamy in a final part of our analysis. To this end, we estimate inequality under two ‘counterfactual scenarios’: no association between partners’ educations (see, for instance, Eika et al., 2019) and maximum homogamy (as applied by Breen & Salazar (2011) to the 2004 US distribution).

To calculate the distribution of households for the situation where partners’ educations would be independent, we first create 4x4 tables crossing her and his education (one-person households are kept at original frequencies) for each age group (47- and 48+). We subsequently calculate the share of coupled men and women with a given level of education, and multiply for each cell of the 4x4 table the corresponding shares of men’s and women’s education. This result will give a distribution of households across groups where educational levels of partners would be independent (i.e. relative homogamy would be zero). Inserting the resulting distribution of households into equation [1] gives estimates of how high income inequality would have been if education played no role in the partnering process in a given period of time.

To calculate the distribution of households where the association between educations is maximized (but keep the marginal distributions of education in the population constant), we first calculate the age-specific column and row totals for the 4x4 tables that cross her and his education in each period and country. Second, for each cell on the diagonal of the table (i.e. homogamous couples) we assign the highest possible value between the corresponding row or column totals. Subsequently, there is only one possible way to complete the table, and we assign frequencies to the other cells accordingly (Breen & Salazar 2011). The resulting distribution indicates a situation where as many couples as possible would have formed educationally homogamous unions. The comparison of the different counterfactual scenarios will allow us to estimate the potential impact of extreme changes in educational homogamy over time.

2.4 Results

2.4.1 Changes in homogamy and income inequality

Table 2.2 displays summary measures of changes over time in educational homogamy across the countries studied. The tendency is not uniform. Whereas educational homogamy reduced in countries such as Mexico or Brazil, increases are observed for Peru, Paraguay and Panamá. Changes in educational homogamy might therefore have contributed to increases in inequality in some countries, whereas they might have been an equalizer in other countries.

Table 2.3 shows trends in income inequality over time across countries. A general trend of decreasing inequality is observed across countries, with the exception of Costa Rica. Bolivia is the country which has experienced the strongest decrease in inequality, which dropped by 40.5% between 2005 and 2013.

Table 2-2 Changes in the association between partners' levels of education (Spearman rho¹¹).

Country	Spearman rho t ₀	Spearman rho t ₁	% of change
Bolivia(05/13)	0.77	0.75	-2.5%
Brazil (06/13)	0.62	0.59	-5.1%
Chile (00/15)	0.69	0.66	-3.8%
Colombia (04/13)	0.69	0.63	-8.9%
Costa Rica(01/15)	0.63	0.59	-5.7%
Mexico (00/12)	0.64	0.59	-7.9%
Panamá(07/13)	0.59	0.62	4.7%
Paraguay(10/13)	0.72	0.72	0.2%
Peru (04/13)	0.66	0.67	1.0%
Uruguay (06/15)	0.63	0.62	-1.8%

Source: Authors elaborated based on LIS database.

This general decrease in family income inequality since the year 2000 is consistent with the results found using the Gini index (Lopez-Calva & Lustig 2009). Regarding the last available year, Colombia is the country with the highest inequality in the entire region (0.58), followed by Paraguay (0.52); the country with the lowest inequality is Uruguay (0.21). In general terms we would like to highlight that Latin America, despite remaining the most unequal region in

¹¹ We estimate the association between partners' educational levels using Spearman rho, a measure designed to express the association between ordinal variables. We take in account married and cohabiting partners as couples

the world, has managed to reduce its levels of inequality in most of the countries over the last decade. The following section shows to what extent changes in educational assortative mating contributed to these developments.

Table 2-3 Changes in income inequality over time¹²

Country	Theil First year	Theil Last year	% of change in Theil13
Bolivia(05/13)	0.61	0.36	-40.5
Brazil (06/13)	0.52	0.44	-16.3
Chile (00/15)	0.47	0.35	-25.5
Colombia (04/13)	0.61	0.58	-5.0
Costa Rica(01/15)	0.35	0.43	21.9
Mexico (00/12)	0.51	0.49	-3.2
Panamá(07/13)	0.44	0.39	-11.6
Paraguay(10/13)	0.68	0.52	-23.8
Peru (04/13)	0.53	0.42	-20.2
Uruguay (06/15)	0.30	0.21	-32.0

Source: Authors elaborated based on LIS database.

2.4.2 Changes in inequality attributed to changes in educational homogamy

Table 2.4 shows estimates of the impact of changes in educational assortative mating on inequality. The first column shows the Theil Index for the last year observed. The second column displays the counterfactual Theil index. This value is obtained after simulating the distribution of couples where the pattern of educational assortative mating is as in the first year observed, but all else is kept at the levels of the last year. The third column expresses the percentage difference between the Theil simulated in column 2 and the Theil observed in column 1, in other words, the estimated contribution of changes in educational homogamy to income inequality

The estimated contributions of changes in homogamy are either positive (the counterfactual Theil index is higher than the value shown for the last year), or negative (inversely to the previous case). The cases of Uruguay (8.8%) and Costa Rica (-3.4%) can be highlighted as the countries with the greatest changes observed, each in a different direction. In Uruguay, if educational homogamy would not have changed over time inequality would have been 8.8% higher than the Theil observed in last year. Changes in educational homogamy are therefore estimated to have reduced inequality between households in Uruguay. The same result is

¹² Theil-expressed inequality in disposable household income between individuals. 13. % of change is expressed as (Theil last year- Theil first year)/Theil first year

observed, but to a lesser extent, in Bolivia, Brasil, Colombia and Peru. In Costa Rica inequality is estimated to have been 3.4% lower if educational homogamy would not have changed over time. In other words, changes in educational homogamy over time increased inequality between households. The same pattern is observed in Mexico, Chile, Paraguay and Panamá.

In most of the countries analyzed here there is a small to modest estimated effect of changes in educational homogamy on inequality. The results are a bit different from most results found for the United States or Europe, where changes in educational homogamy and over time barely contributed to inequality at all (Breen & Andersen 2012; Eika et al. 2019). In European countries, the median contribution of changes in educational homogamy to inequality was estimated to be 0.5% (Boertien & Permanyer 2019). Possible reasons why we find a greater impact of changes in educational homogamy in Latin America are twofold: changes in educational homogamy might have been stronger in the region or the impact of equally strong changes in educational homogamy is larger. To distinguish between these two possibilities we performed an additional simulation exercise where we determine the simulated potential impact of extreme hypothetical changes in educational homogamy in Latin America.

Table 2-4 Simulated levels of inequality between households over time¹³

Country	Theil Last year [1]	Theil simulated [2]	% of change Theil observed and simulated [3]
Bolivia(05/13)	0.36	0.3706	1.0%
Brazil (06/13)	0.44	0.4457	0.8%
Chile (00/15)	0.35	0.3503	-1.1%
Colombia (04/13)	0.58	0.5913	1.0%
Costa Rica(01/15)	0.43	0.4201	-3.4%
Mexico (00/12)	0.49	0.4864	-2.0%
Panamá(07/13)	0.39	0.3921	-0.8%
Paraguay(10/13)	0.52	0.5172	-1.1%
Peru (04/13)	0.42	0.4271	0.2%
Uruguay (06/15)	0.21	0.2285	8.8%

Source: Authors elaborated based on LIS database.

2.4.3 The simulated impact of extreme changes in assortative mating

Table 2.5 shows simulated levels of homogamy for two scenarios: no homogamy at all and maximum possible homogamy given each country's marginal educational distribution. If we

¹³ Column 1: Theil observed in last year as taken from Table 3. Column 2: Simulated Theil based on simulating the pattern of educational assortative mating in the first year. Column 3: is (Column 3-Column 2) / Column 2

look at the results for ‘no homogamy’ we observe how simulated levels of inequality are lower in all countries considered. This means inequality would be substantially lower if individuals mated at random. Paraguay is the country where inequality would decrease the most under the scenario where partners’ educations would be independent (eight percentage points) followed by Colombia (seven percentage points) and Brazil (six points). In the opposite case, the countries that would see the smallest decreases in inequality are Uruguay (one percentage point) and Costa Rica (three percentage points).

In contrast, in the scenario where the association between partners’ education is maximized, simulated levels of inequality increase in all countries. Once again, the countries that show the greatest change in the levels of inequality are Paraguay and Colombia, with simulated increases of nine and five percentage points, respectively. In general terms, we observe that the observed Theil is closer to estimated inequality under maximum homogamy than levels of inequality obtained once simulating random matching. This is especially the case in Bolivia, Brazil, Chile and Mexico.

The comparison of both simulated scenarios gives an indication of how much potential impact changes in educational homogamy have for inequality in the countries studied. The percentage change in the inequality index is simulated to have been at least 6.8% (Bolivia), with Paraguay (29.5%), Chile (25.2%) and Costa Rica (24.5%) standing out. These simulated effects produced in inequality are higher than those observed in Europe, where the median across all countries was 7.5 (Boertien & Permanyer 2019). In general, changes in educational homogamy hence have a higher *potential* to impact inequality between households in Latin America than in Europe or the United States. This is in line with the hypothesis that changes in educational homogamy can have a larger impact on inequality in contexts where there is a relatively low level of female labor force participation.

Table 2-5 Levels of inequality once simulating extreme changes in homogamy

Country	Last Year Theil [1]	No Homogamy Theil [2]	Maximum homogamy Theil [3]	% of change of inequality ¹⁴ [4]
Bolivia (2013)	0.36	0.34	0.36	6.8%
Brazil (2013)	0.44	0.38	0.46	21.4%
Chile (2015)	0.35	0.30	0.37	25.2%
Colombia (2013)	0.58	0.51	0.63	22.9%
Costa Rica (2015)	0.43	0.40	0.49	24.5%
México (2012)	0.49	0.48	0.51	7.0%
Panamá (2013)	0.39	0.34	0.39	15.3%
Paraguay (2010)	0.68	0.60	0.77	29.5%
Peru (2013)	0.42	0.39	0.42	7.7%
Uruguay 2015)	0.21	0.20	0.22	8.5%

Source: Authors elaborated based on LIS database.

2.5 Discussion

In this article, we estimated to contribution of changes in educational homogamy to inequality between households in 10 Latin American countries. The results of previous studies conducted for the United States and Europe have shown that the impact that educational homogamy has on income inequalities is very small or nil (Boertien & Permanyer 2019; Breen & Andersen 2012; Eika et al. 2019). Our goal was to investigate whether this conclusion also holds in contexts where education has expanded dramatically and inequality has reduced over the last decades. In contrast to research done on Europe and the United States, we have shown that changes in educational homogamy indeed have had a certain, but still relatively modest, impact on inequality between households in Latin American countries. The impact of changes in educational homogamy was expected to be greater in these contexts because a) educational homogamy appears to matter more in contexts with lower levels of female labor force participation (Boertien & Permanyer 2019) and b) because educational homogamy might have changed more pronouncedly.

We indeed found that the potential impact of educational homogamy changes is greater in Latin American countries than in other contexts studied. As suggested by Boertien & Permanyer (2019), in contexts in which there is a lower rate of female participation, the potential impact of changes in educational homogamy on inequality is greater. In such situations, there appears

¹⁴ The value of the column is obtained as follows: $(\text{Theil maximum} - \text{Theil no homogamy}) / \text{Theil no homogamy} * 100$.

to be a systematically stronger and positive correlation between women's education and women's individual income than in contexts with high female labor force participation. Simulating a different sorting of women across households based on their education therefore has a greater impact in such settings.

However, even though educational homogamy reduced across most countries, it did not reduce uniformly across the countries studied. Furthermore, average reductions in homogamy did not lead to decreases in inequality in some of the countries studied (Chile, Costa Rica and Mexico). This might hint at more complicated patterns of educational homogamy that form obstacles toward reducing inequality. In particular, the very high concentration of economic resources at the very top in countries such as Chile (Torche 2005) might prevent average changes in homogamy from affecting inequality.

There are therefore both opportunities and challenges within the Latin American context. On the one hand, the dramatic educational expansion experienced over the last decades could have lowered barriers between social groups and led to a reduction in average levels of educational homogamy. Such reductions in educational homogamy might therewith become equalizing forces between households in terms of income. Indeed, in several countries declines in educational homogamy are estimated to have contributed to decreasing income inequality between households (Bolivia, Brazil, Colombia, and Uruguay). On the other hand, reductions in average educational homogamy do not appear to always reduce inequality. In Costa Rica and Mexico average educational homogamy declined, but inequality was estimated to have been 3.4% and 2.0% lower, respectively, if partner selection based on education were to have remained stable over time.

A challenge for future research is to identify how such inequality-amplifying effects took place despite the reductions in educational homogamy observed in these countries.

We would like to highlight several further limitations of our study. The first is related to the harmonization of the educational level used. In order to achieve a comparable harmonization between countries we have divided the educational level into four categories, this implies that in some countries we may be missing important divisions between educational groups. Similarly, our measure of homogamy was very crude, and more detailed analyses of changes in educational homogamy might reveal less reductions in homogamy in some of the countries studied here. The third limitation has to do with the simulations performed. In this case, we make an assumption that may not be realistic, when we modify the distribution of households

we assume that the average income of households in the different categories remains the same, this could create a bias if there were unobservable characteristics in the households that affect to income levels. Future research can explore the possible influence of this factor further.

In summary, in the Latin American countries analysed here, unlike in other regions, educational assortative mating can explain a small part of the changes in inequality observed in the region. Whereas educational homogamy has received a lot of attention in Western countries, it might be more relevant for other contexts. Future research could investigate to what extent our results extend to other countries and regions with lower levels of female labor force participation, and particularly those that also experienced important transformations in the population such as the dramatic levels of educational expansion witnessed in Latin America. Finally, the analysis revealed that reductions in educational homogamy contributed to reductions in inequality in some countries, but were not related to reductions in inequality in others. The identification of the obstacles that prevent these equalizing effects from taking place in certain contexts is an interesting avenue for future studies.

CAPÍTULO 3: EFFECTS OF PARTNER’S EDUCATION AND SOCIOECONOMIC RESOURCES ON OCCUPATIONAL ATTAINMENT OF WOMEN IN MEXICO

Abstract

In this chapter we analyse how a wife's participation and outcomes in the labor market are influenced by her husband's resources in Mexico. Theories on this topic predict opposing partner effects: economic theory predicts a negative association between partners' resources and women's work status, whereas the social capital and gender equality approaches suggest a positive effect on women's job status. In order to test these hypotheses, we structure our study around three main research questions. Are women more likely to work when their partners earn relatively little income? Does men's education influence women's work status within couples? Do male partners' economic resources positively affect employed women's earnings? To answer these questions, we use data from the National Survey of Occupation and Employment of Mexico (ENOE) collected in 2005 and 2017. Mexico is characterized by being a mostly patriarchal society with high economic and social inequality for women. In this context, our results suggest a negative association between men's earning and their partners' work status in Mexico. Moreover, we found a positive relationship between partners' resources and women's earnings. Regarding education, we found that the more educated the male partner is, the more likely a woman is to work in the labor market.

3.1 Introduction

Income inequality has been increasing over the last decades in Europe and the United States (Alvaredo et al. 2018; Iammarino et al. 2019; McCall & Percheski 2010). Changes in family formation dynamics have been marked as a possible contributor to these trends because they determine how individual incomes and other earnings are distributed across families (McCall & Percheski 2010). The rise in divorce rates and decreases in marriage rates have contributed to growing income inequality between families, by generating an increase in single-parent families or other arrangements that are likely to be more vulnerable (Gonalons-Pons & Schwartz 2017). Likewise, selective increases in women labor force participation have made partners more homogamous in economic terms, increasing inequality between households. Consequently, there has emerged a polarization between households with dual high-earners and households with dual low-earners or only with one provider (Gonalons-Pons & Schwartz 2017).

A commonly cited explanation of economic homogamy within relationships is assortative mating (Eika et al. 2019; Blossfeld & Timm 2003). A large body of literature on homogamy within relationships (Kalmijn 1994, 1998), has concluded that resourceful individuals form couples together, and people with less resources partner each other too (Blossfeld & Timm 2003). Other studies have pointed at the division of paid labor as the key explanation for increasing economic homogamy over time (Breen & Andersen 2012; Greenwood et al. 2014). More specifically, Gonalons-Pons and Schwartz (2017) have shown how women with high earnings potential and high-earning partners have particularly increased labor supply over the last years in the US, making it the primary factor driving up economic homogamy within couples. This moves the question of how partner resources relate to labor force participation to the forefront. Besides the relevance of this question in regards to homogamy and income inequality, the main focus of this thesis, it is also relevant more generally to understand couple dynamics and processes that affect gender inequality within couples. There are three main ideas about how men's resources can affect women's labor market outcomes. The first approach is based on Becker's "New Home Economics" where individuals who have a resourceful partner will specialize in domestic work in order to obtain the maximum benefit for the family. Given men's higher earnings on average, women's labor participation will decrease. The second approach is based on gender equality. Where both members of the couple have more egalitarian values, the division of paid work will be more equal and women's labor participation will rise.

The third approach is based on the social capital concept. Couples may be using characteristics of partner’s such as motivation, college prestige or networks to access higher incomes (Coleman 1988) and women will have more opportunities to participate in the labor market.

Empirical evidence conducted in industrialized societies has found a negative relationship between a partner’s earnings and labor market participation (Bernasco et al. 1998; Henz & Sundström 2001; Sundström & Duvander 2002; Bernardi 1999; Verbakel & De Graaf 2009). On the other hand, these studies have also found a positive relationship between partner resources and social status or job achieved among employed women (Bernasco et al., 1998; Bernardi 1999; Verbakel & De Graaf 2009).

In this article, we raise the question to what extent this evidence can be generalized to less rich countries. What happens in a context where both members of the couple have to work due to necessity, or where gender egalitarian values are not yet as widespread as in industrialized societies?

Existing studies on developing countries have focused on understanding women’s labor participation, the influence of social capital on family, new types of double-earner families, and gender and social inequalities faced by women (Casique 2008; Cerrutti & Zenteno 2000; Leija et al., 2018; Martínez Jasso & Acevedo Flores 2004; Castro et al., 2011). Nevertheless, there are few studies which examining the relationship between women’s labor participation and partner’s resources.

The current study contributes to filling this void in the literature by examining how men’s economic and educational characteristics affect their female partners work status in a not industrialized societies as is the case of Mexico.

Mexico is characterised by a high level of inequality. The Gini coefficient reached the value of 45.4 in 2019, which is a level above any EU country or the United States (41.4 in 2016). This inequality affects women in particular, who are more exposed to job dismissal and poverty (Horbath & Gracia 2014). As some data shows, the female rate participation in the formal sector was 47% in 2018 as compared to 58% for men in 2018 (World Bank, 2020). Moreover, the gap in income between men and women is about 18% and access for women to highly skilled jobs are still limited (Hidalgo 2017).

Women’s situation in the labor market is a reflection of wider gender inequality in society. For instance. women's labor participation is not followed by important changes in the pattern of

power or in the division of domestic work (Hernández Limonchi & Ibarra Uribe 2019; de Oliveira & García 2012; Reyes 2008; Chant 1991; García Guzmán & Olivera 1994; Casique 2000; Casique 2000b) which implies that women have to combine domestic work with paid work. In short, traditional gender roles are still strongly marked in Mexico (Aguilar Montes de Oca et al., 2013).

In this context characterised by high economic and social inequality for women, we structure our study around three main research questions to test whether men’s resources affects women’s labor market status 1. Are women more likely to work when their partners earn relatively little income? 2. Does men’s education influence women’s work status within couples? 3. Do male partners’ economic resources positively affect employed women’s earnings? To answer these questions, we use data from the National Survey of Occupation and Employment of Mexico (ENOE) collected in 2005 and 2017.

The article is structured as follows. In the first section of the study, we review the theories of partner effects on employment outcomes. In the second section, we briefly review the Mexican context in economic, social and gender terms. In the third section, we expose the data and methods followed by our results and a final conclusion.

3.2 Background

There are three main ideas about how men's resources can affect women's labor market outcomes. The first approach is based on Becker’s “New Home Economics”. The second approach is based on the theory of gender equality and the third on the concept of social capital.

3.2.1 New Home Economics approach

Becker’s “New home economics theory” focuses on human capital and productivity. In a family context, the household becomes the unit of analysis and the family members pool their resources and take decisions in favour of maximizing the benefit of the family (Bernardi 1999). In other words, partners have to decide how to distribute their time between paid work and domestic work for obtaining the most joint utility. As there are benefits to specializing within couples (domestic work or paid work), the decision of which member will work or will do

domestic work is taken by the marginal productivity of each partner in the two different areas (Bernardi 1999).

Taking into account the theory of comparative advantage, a wife whose husband has better conditions in the labor market will be more likely to specialize in domestic work. This fact leads women to have a disadvantage in the labor market when it comes to accessing jobs or in terms of occupational status. If women have to specialize in domestic work, this complicates the access to a full-time job because they have to combine their career with household responsibilities. However, it is necessary to highlight that this neoclassical economic model has been criticized in the literature for several reasons. One of them is to the lack of attention for social norms and institutions in the dynamics of domestic units. This means that the theory does not adequately represent the ways of functioning of many households (Benería 2008). An example of this is the work of Wolf (1990) in which it is shown how task-sharing decisions vary from one culture to another, while in Taiwan the power of the parent provider is vital, in Java the same is not the case, women develop work strategies to survive and not be dependent on their parents. In Guatemala, Katz (1995) examined the different processes that characterized domestic economies in which the separation of male and female economic spheres was complex.

Moreover, this theory does not consider the economic context of the country. For instance, in Latin America disadvantaged women who live in a precarious family income context, are driven to develop a series of strategies to survive. These strategies lead them to carry out a series of works that, although different, are linked. These strategies confuse the barriers –in time and space- between domestic and extra-domestic work (remunerated and communal); activities which acquire meaning in their role as wife-mother-housewife (M. C. S.-M. Fernández et al., 1991). Therefore, considering the urgent family need to obtain more resources, women's work becomes a survival strategy (de la Rocha 1986). The work and wages of many of them are fundamental to maintaining family living standards when men are unable or unwilling to take the role of breadwinner (Humphries & Sarasúa 2012).

Hence, in general this theoretical perspective suggests that the larger the difference in earnings potential between male and female partners within couples, the less likely women are to work. This would lead us to expect a negative correlation between men’s economic resources and women’s employment in our first hypothesis. However, in families where men’s earnings potential is low (but still higher than their partner’s) this relationship might not hold.

3.2.2 *Gender equality approach*

The second approach to determining how men’s economic resources can affect women’s status and labor participation is based on considerations of gender equality. The incorporation of women in the public sphere through education, politics and paid work (Astelarra 1990; Durán Heras 1986) has been widely accepted in society except for some countries and social classes (Durán Heras 2006). This fact has caused in most households a reconfiguration in which the classic model of male economic provider and female housewife has been weakened giving rise to a model where both members of the couple work. However, the mere fact that women work does not imply gender equality at home. Several authors have pointed out that while women have joined the labor market in a massive way, men have not adopted a proportional load of household tasks (England 2010). This unequal progress in the domestic sphere has been described as an “incomplete revolution” (Esping-Andersen 2009). Whereas women have achieved more status on a public level, the same has not happened in the private sphere.

The literature suggests that households formed by couples in which both members have more equal gender attitudes, domestic work is assigned in a more equal way (Kamo 1988; Pittman & Blanchard 1996). Both members of the couple share the domestic tasks and also both are longer in the labor market.

Esping-Andersen (2007) showed that education is an important factor in the division of household tasks. In particular, he suggests that men with high levels of education participate more in the home and care of their young children than those with low levels of education. This argument has also been corroborated by other authors (Anxo 2002; Bianchi et al., 2000). Therefore, if education is a key factor that determines an egalitarian division of household tasks, women with higher educated partners might spend more time in the labor market. Hence, our second hypothesis states that we should find a positive relationship between partner education and the decision of women to remain in or enter into the labor market, if we consider education as an important factor in the division of household tasks.

This prediction stands in contrast with the specialization hypothesis formulated above if one considers education as increasing productivity in the labor market. There are two other theoretical perspectives that would likewise suggest a negative rather than positive correlation between men’s resources and women’s labor force participation. Firstly, scholars have emphasized how couples behave according to beliefs of how men and women are expected to

behave, or “do gender” (Coltrane 1989). Couples might therefore avoid situations that are different from traditional roles taken on by men and women, such as women taking on the breadwinner role. Men with few economic resources might therefore push against the incorporation of their partners in the labor market. A second argument is based on “bargain models”, the power to get the other partner to do housework is based on economic resources (Becker 1981; Van Der Lippe & Siegers 1994). From this perspective, men with high economic resources will bargain for their female partners to focus on domestic rather than paid work.

3.2.3 Social capital

A third theory of how men’s characteristics can affect women’s status in the labor market focuses on social capital. This theory poses that people can obtain more resources if they have access to a network whose members can provide access to such resources (Coleman 1988). Applied to the case of a couple, we expect that partner’s resources are shared. Not only in economic terms, but also in terms of human and social capital (experience, contacts and skills). A counterargument that can be made is that family and close friends are sometimes less able to provide new information because they form part of the same network (Granovetter 2018). Nevertheless, in general, it is the partner and relatives that offer types of support that require more commitment and energy (Bernasco et al., 1998). Therefore, this theory suggests that partners can help each other to achieve higher levels of occupational attainment (Bernardi 1999).

In sum, our third hypothesis suggests a positive relation between partner resources and women’s labor force participation. We expect that the higher the income or education of men, the higher the labor income of working women.

3.2.4 Existing empirical evidence

Empirical studies conducted in Europe and USA about the influence of the partner on labor market outcomes have found a negative relationship between a partner’s earnings and labor market participation (Bernasco et al. 1998; Henz & Sundström 2001; Sundström & Duvander 2002; Bernardi 1999; Verbakel & De Graaf 2009). On the other hand, these studies have also found a positive relationship between partner resources and social status or job achieved among

employed women (Bernasco et al. 1998; Bernardi 1999; Verbakel & De Graaf 2009). In the case of partner’s education as a resource, most of the research has found a positive relationship between education and occupational attainments (Bernasco et al. 1998). However, Van Der Lippe & Siegers (1994) have found a negative relationship between these components based on economic terms.

These results suggest that the applicability of the theories previously developed, depends on the exact outcome considered. When the partner’s income is higher, the other member of the couple is more likely to specialize in home duties and reduce participation in the labor market. However, education appears to be more important as an enhancer of egalitarian values than an economic resource given the positive relationship between men’s education and women’s employment.

The literature on the employment status of women according to the resources of their partner has mainly focused on Europe and the United States. Studies on this topic in Latin America are comparatively limited. Most of them do not focus on determining how the resources of men influence women’s outcomes, but they deal with issues of equality in the distribution of household tasks, the influence of social capital on the family, the new types of double-earner families, the gender and social inequalities that women face (Cerrutti & Zenteno 2000; Casique 2008; Martínez Jasso & Acevedo Flores 2004; Leija et al. 2018; Castro et al. 2011). The main goal of our empirical analysis is to test these hypotheses in terms of women's labor market careers in a Mexican context characterized by strong inequality and where the common family model is the man as an economic provider and the women as a housewife.

3.2.5 The Mexican Context

During the last decade Mexico has been affected by the financial crisis that has had negative consequences for employment, inequality and poverty. In the year 2006, the rate of unemployment was 3.2% and in 2009 the same rate was 5.5% (INEGI 2020). These percentages translate into a loss of more than one million jobs since September 2008 (Castro & Nevárez 2015). In addition to unemployment, the crisis also affected levels of inequality and poverty. The Gini coefficient reached the value of 46.3 in 2016 (World Bank 2019) and the number of poor people exceeded 50 million in 2012 (CONEVAL 2012). These data reflect job insecurity and informality. The unemployment rate is lower than the data offered by other

European countries such as Spain (13.78%; INE 2019), however, this is due to the informal work that is generally not accounted for and reflected in national statistics.

This context of economic inequality is joined by gender inequality. As some data shows, the female rate participation in the formal sector was 47% in 2018 as compared to 58% for men in 2018 (World Bank 2020). Moreover, the gap in income between men and women is about 18% and access for women to highly skilled jobs are still limited (Hidalgo 2017). In addition, Mexico is characterized by being mainly a patriarchal society where men assume authority in the family and the role of main economic provider, women are considered responsible for household chores and childcare (Ballén Granados 2012). Violations of these norms can generate discrimination and violence against those who try to change them (Gracia & Herrero 2006). Although this is not always the case, sometimes, due to the economic household’s precariousness, women enter the labor market due to the need to generate additional income (Lustig 1990). In contrast to what has been observed in rich countries, this raises the possibility that Mexican women will be more likely to work when their partners earn little income.

On the other hand, it should be noted that in recent decades, Mexican society has undergone a series of transformations such as an increase in the educational level, a reduction in the number of children and an rise in women’s labor participation which have contributed to transforming the role of men, gender relations in the family and the meaning of masculinity (Fuller 2001). The most evident changes have occurred among people with more schooling in which macho values are less persistent (del Castillo & Castillo 2012). If education is related to more equal values within the couple (Esping-Andersen 2007), we expect to find a positive relationship between education and women’s work status in Mexico too.

Additionally, egalitarian values within the couple can influence women’s work status. The existence of trust in the relationship will increase the exchange of network and resources between partners (Coleman 1988). Moreover, as (Kugler 2003) suggests in high-wage sectors, employers prefer to rely on personal social networks to fill their vacancies. Conversely for sectors or low-paid jobs, formal schemes are used, which are easier to access for people with few connections (Wial 1991). Therefore, when the partner has high networking and financial resources, the woman is expected to achieve similar income levels. This trait of the Mexican context might render partner resources as social capital more important as compared to other contexts.

In this study, we also consider how the effect of partner resources might have changed over time. Because of the increases in female labor force participation and educational expansion, we assume that the effects of education and socio-economic resources of the partners on the job status of women in Mexico will not be the same for 2005 as for 2017. We expect a greater effect in 2017 in terms of education due to an increase in gender equality, women will be more likely to enter in labor market. Moreover, we also expect a higher effect between partner resources and job status of women in 2017. As a result of the financial crisis described above, millions of people lost their jobs. In this context of inequality, households that lost the economic stability provided by partners who now earn little income might increase women's participation in the labor market to generate additional income to survive. This might further strengthen an eventual negative relationship between partner resources and women's employment.

3.3 Data and Methodology

The analysis is based on data from the National Survey of Occupation and Employment of Mexico (ENOE 2019). This survey is the main source of information on the Mexican labor market, offering monthly and quarterly data on labor force, occupation, informal employment, underemployment and unemployment. It is also the largest continuous statistical project in the country to provide sub-national figures for each of the 32 states and for a total of 36 cities. The survey follows habitual residents of selected dwellings for five three-month periods.

In this study, we analyze two periods of time to compare whether the role of men's resources in women's careers has changed. The first period of analysis goes from the first quarter of 2005 to the first quarter of 2006 and the second period goes from the first quarter of 2017 until the first quarter of 2018. We select households where the woman of the couple is between 20 and 49¹⁵ years old. Since the purpose of the study is to investigate the effect of partners' resources on women's careers, we considered both married and cohabiting partners. Moreover, we exclude same sex couples, women with missing or unknown information about employment status, disabled individuals, the retired and students. The sample sizes obtained for the two periods are 35,318 couples in 2005 and 31,472 couples in 2017.

¹⁵ We establish this age range to have a high percentage of women in a relationship and who are also of working age.

In order to facilitate a comparative analysis across time we have equivalized labor income using Purchasing Power Parity deflators to adjust income variables to 2011 levels expressed in US dollars.¹⁶

We start by focusing on women’s transitions into or out of the labor market during the five quarterly periods. The panel data gives us information about women’s labor market status in each quarter, and therefore does not capture short spells of non-employment or employment that occurred between waves. Having no specific information or detailed dates, we cannot use a continuous time event-history approach. Therefore, we apply a discrete time event history model that allows us to work with panel data.

For this analysis we use two binary dependent variables indicating transitions from i) employment¹⁷ to non-employment, and ii) non-employment to employment. For this purpose, we restricted the analysis to individuals who were employed in the first quarter of observation in the former case and to individuals who were non-employed individuals in wave one in the latter case. We coded the event as having happened if there is a transition in the subsequent quarters. We run logistic regressions for each period (2005 and 2017) and event (entry into and exit from the labor market) to understand how the male partner’s characteristics affect women’s labor market characteristics. This type of logistic model is used to analyze dichotomous or qualitative dependent variables. The objective of this technique is that a set of variables collected in a vector $X=(X_1, \dots, X_K)$ explain the probability that an event occurs $P[Y = 1]$. In this study the $P[Y = 1]$ refers to the transitions from employment to unemployment or vice versa.

Mathematically, the probability that the event occurs is defined as follows:

$$P[Y = 1|X_1, \dots, X_K] = \frac{1}{1+e^{(-\beta_0-\beta_1X_1, \dots, -\beta_KX_K)}} \quad [1]$$

in which $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)$ is the vector of parameters to be estimated.

In the analysis we use two kinds of independent variables:

¹⁶ Parity of purchasing power (PPP) harmonized see: <http://www.lisdatacenter.org/data-access/ppp-deflators/>

¹⁷ We define employment when during the reference week of the interview they carried out some economic activity for at least one hour. It includes the employed that had a job, but did not work temporarily for some reason, without losing the employment relationship with it; as well as those who helped in some economic activity without receiving a salary or salary. Informal work is included and we do not distinguish between formal and informal work. We do not make a distinction because we are interested in the transitions from employment to unemployment and vice versa. In addition, we are interested in the salary received by both partners, regardless of the origin of the activity.

i) Women’s characteristics: age divided into three groups (20-30 reference category, 31-40, 41-50); women's income pre-taxes that includes commissions and all work income (measured in logarithmic scale); women’s income measured in quintiles and women’s education divided into four groups (less than primary, primary complete, secondary complete, and university complete).

ii) Male partner’s characteristics: partner’s earnings (measured in logarithmic scale); partner’s earnings measured in quintiles and an indicator of women’s earnings relative to the earnings of their partner, measured as a dummy variable (taking a value of 1 if the income of the male partner is higher than her income, and 0 otherwise); men’s education divided into four groups (less than primary reference category, primary complete, secondary complete and university complete). Finally, we control for wave (it goes from 1 to 5 referring to the different waves of the survey).

In order to estimate the influence of men’s economic resources on women’s earnings, we use standard linear regressions. We include the same set of independent variables as in the case of the logistic regressions explaining employment.

3.4 Results

3.4.1 Sample Description

Table 3.1 provides descriptive statistics for the sample of years 2005 and 2017. Both women’s employment and education increased across the observation period. The percentage of women with secondary and tertiary education increased from 36% in 2005 to 41% in 2017 and 20% in 2005 to 34% in 2017, respectively. We observe a decrease in the percentage of women who have more than three children, from 55% in 2005 to 47% in 2017.

In terms of income, the table shows that woman's income and their partners’ incomes measured in Mexican pesos has increased over time. However, if we compare the income in dollars, we observe that the purchasing power of women and their partners has decreased. This is in line with previous research showing that the purchasing power of a worker in Mexico today is 80.8% of their purchasing power three decades ago (Hernández 2018).

Table 3-1 Descriptive statistics for the sample.

	2005 Average / Share	2017 Average / Share
Women’s employment status		
Employment	.43	.48
Non- employment	.57	.52
Women’s age		
[20,30]	.24	.23
[30,40]	.43	.40
[40,50]	.33	.37
Women’s Education		
Less than primary	.18	.09
Primary Complete	.26	.16
Secondary Complete	.36	.41
Tertiary Complete	.20	.34
Number of Children		
None	.04	.05
1-3	.41	.48
>3	.55	.47
Women’s average income (unadjusted mexican pesos)	1330	1952
Women’s average income (adjusted income to 2011 levels expressed	108.2	86.58
Men’s average income (unadjusted mexican pesos)	4765	5424
Men’s average income (adjusted income to 2011 levels expressed in	385.54	238.9
Men’s income > women’s income	.76	.64
Men’s Education		
Less than primary	.17	.10
Primary Complete	.24	.17
Secondary Complete	.31	.37
Tertiary Complete	.28	.36

Source: Authors elaborated based on ENOE database

3.4.2 Transition out of the labor market

In Table 3.2 we present the analysis explaining transitions from employment to unemployment in 2005. The first three regressions of the table include women’s characteristics, whereas the subsequent models incorporate the resources of the male partner. The first three models suggest that women’s economic resources and education decrease the likelihood to leave the labor market. The effect of age is also significant; women older than 30 years are less likely to leave the labor market. This result is different from the evidence found from other countries where the likelihood of exiting the labor market increases with women’s age (Bernardi 1999; Bernasco 1994). This might reflect younger ages at childbearing in Mexico.

As regards the effects of partner’s resources, Model 4 shows that men’s income is related to an increased likelihood for women to exit the labor market, even though this continuous effect is not statistically significant. Once using quintiles of income for Model 5, we see that women whose male partners have earnings in the lowest quintile of the distribution are statistically significantly less likely to exit the labor market as compared to all other groups. Model 6 shows how women are also more likely to leave the labor market when the man earns more than his partner. In contrast to these results, Model 7 shows how education of the male partner acts positively on the women’s permanence in the labor market. The higher the education of the partner, the less likely the woman is to leave work. In the case of the 2017 period (Table A-appendix), the results obtained are similar to those found for 2005.

Table 3-2 Discrete-time event history models explaining transition from employment to non-employment year 2005 ¹⁸.

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
Women’s age (30,40]	0.92***	0.84***	0.70***	0.84***	0.84***	0.85***	0.84***
Women’s age (40,50]	0.67***	0.61***	0.56***	0.61***	0.63***	0.64***	0.61***
Women’s Education Primary Complete	0.99	0.90	0.93	0.96	0.89	0.89*	0.96
Women’s Education Secondary Complete	1.00	0.84**	0.75***	0.93**	0.83**	0.84**	0.93
Women’s Education Tertiary Complete	0.88*	0.75***	0.48***	0.87***	0.73***	0.76***	0.86
N ^a of Children 1-3	1.14	1.15	1.16	1.15	1.14	1.13	1.15
N ^a of Children >3	1.11	1.12	1.25*	1.11	1.11	1.09	1.11
Period 2	0.09***	0.08***	0.09***	0.07***	0.07***	0.07***	0.07***
Period 3	0.04***	0.03***	0.08***	0.03***	0.03***	0.03***	0.03***
Period 4	0.03***	0.02***	0.04***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***
Period 5	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***
Women’s income	0.39***						
Women’s income q.2		0.94		0.94	0.94	0.94	0.94
Women’s income q.3		0.84**		0.84**	0.86**	0.85**	0.82***
Women’s income q.4		0.07***		0.07***	0.07***	0.07***	0.06***
Women’s income q.5		0.0***		0.0***	0.0***	0.0***	0.0***
Men’s income				1.00			
Men’s income q.2					1.12		
Men’s income q.3					1.16*		
Men’s income q.4					1.15*		
Men’s income q.5					1.19**		
Men’s income > women’s income						1.49***	
Men’s Education Primary Complete							0.85*
Men’s Education Secondary Complete							0.81**
Men’s Education Tertiary Complete							0.76***
Log-likelihood	14566	16692	23462	16695	16683	16640	16678
Number of Event	35318	35318	35318	35318	35318	35318	35318

Source: Authors elaborated based on ENOE database ⁴. We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’ p < 0.01 ‘*’ p < 0.05

In Table 3.3 we test to what extent effect sizes of partner characteristics changed across periods by pooling cases from both periods and interacting our main variables of interest with the period. We observe that the impact of partner characteristics (men’s income and education), on the probability for women to leave the labor market has become stronger over time. Model 1 shows how men’s income increases the likelihood for women to exit the labor market more so

¹⁸ We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’ p < 0.01 ‘*’ p < 0.05

in 2017 than in 2005. Differences in the probability to leave the labor market between those women with partners in the lowest quintile, and partners in higher quintiles increased across periods (Model 2). This also applies to the case where men earn more than women (Model 3),

In terms of education, as in the case of income, the impact of partner status on the probability for women to leave the labor market has become stronger over time. The probability that women remain in the labor market when their partner has tertiary education is higher in 2017 compared to 2005 (Model 4).

Table 3-3 Discrete-time event history models explaining transition from employment to non-employment (interaction model 2005- 2017)¹⁹

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Women’s age (30,40]	0.80***	0.82***	0.82***	0.80***
Women’s age (40,50]	0.62***	0.65***	0.66***	0.61***
Women’s Education Primary Complete	0.90*	0.89*	0.90*	0.95
Women’s Education Secondary Complete	0.86**	0.86**	0.86**	0.94
Women’s Education Tertiary Complete	0.67***	0.73***	0.72***	0.81***
N ^a of Children 1-3	1.18*	1.17*	1.16*	1.18*
N ^a of Children >3	1.18*	1.16*	1.16*	1.17*
Period 2	0.08***	0.03***	0.10***	0.10***
Period 3	0.04***	0.04***	0.04***	0.04***
Period 4	0.02***	-0.02***	0.02***	0.02***
Period 5	0.01***	0.01***	0.01***	0.01***
Women’s income q.2	1.03	1.02	1.02	1.03
Women’s income q.3	1.00	0.87***	0.98	0.96
Women’s income q.4	0.08***	0.07***	0.07***	0.07***
Women’s income q.5	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
Year	0.78***	0.50***	0.78***	0.98***
Men’s income	1.00			
Men’s income (Interaction with year 2005 as reference)	1.08***			
Men’s income q.2		1.11		
Men’s income q.3		1.13*		
Men’s income q.4		1.12*		
Men’s income q.5		1.14*		
Men’s income q.2 (Interaction with year 2005 as		2.27***		
Men’s income q.3 (Interaction with year 2005 as		1.95***		
Men’s income q.4 (Interaction with year 2005 as		1.93***		
Men’s income q.5 (Interaction with year 2005 as		1.95***		
Men’s income > women’s income			1.43***	
Men’s income > women’s income (Interaction with year			1.28***	
Men’s Education Primary Complete			0.94	0.87*
Men’s Education Secondary Complete			0.85*	0.84**
Men’s Education Tertiary Complete			0.70***	0.83**
Men’s Education (Interaction with year 2005 as reference)				1.04
Men’s Education (Interaction with year 2005 as reference)				0.95
Men’s Education (Interaction with year 2005 as reference)				0.77**
Log-likelihood	33309	33099	33135	33301
Number of Event	66779	66779	66779	66779

Source: Authors elaborated based on ENOE database ⁵. We use logistic regressions models, coefficient are expressed in

3.4.3 Transition into the Labor market

Table 3.4 presents results for the transition from non-employment to employment in 2005. In contrast to the results for exits from the labor market, the characteristics of partners are not

¹⁹ We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’ p < 0.01 ‘*’ p < 0.05

significant in any regression for the entry of women into the labor market. Women’s own characteristics acquire a fundamental relevance. In models 1 to 3, the results suggest that age is a significant variable when women are over 30 years old. In this case, women are more likely to enter the labor market than women under this age. On the other hand, the secondary and tertiary levels of education relate positively to entering the labor market.

The variables that have a negative impact for entering in the labor market are: i) number of children: women who have children are more likely to remain out of the labor market than women who have no children ii) duration of non-employment, if women are out of the labor market for two subsequent periods, the probability of accessing the labor market again is dramatically lower.

Table 3-4 Discrete-time event history models explaining transition from non-employment to employment to year 2005²⁰

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Women’s age (30,40]	1.34***	1.34***	1.34***	1.34***
Women’s age (40,50]	1.29***	1.30***	1.30***	1.30***
Women’s Education Primary Complete	1.04	1.04	1.05	1.05
Women’s Education Secondary Complete	1.29***	1.30***	1.30***	1.33***
Women’s Education Tertiary Complete	1.73***	1.75***	1.75***	1.80***
N ^a of Children 1-3	0.81*	0.81*	0.81*	0.81*
N ^a of Children >3	0.80*	0.80*	0.80**	0.80*
Period 2	0.06***	0.07***	0.07***	0.07***
Period 3	0.12***	0.12***	0.12***	0.12***
Period 4	0.06***	0.06***	0.06***	0.06***
Period 5	0.05***	0.05***	0.05***	0.05***
Men’s income		1.00		
Men’s income q.2			1.00	
Men’s income q.3			1.00	
Men’s income q.4			1.00	
Men’s income q.5			1.00	
Men’s Education Primary Complete				1.02
Men’s Education Secondary Complete				1.04
Men’s Education Tertiary Complete				1.06
Log-likelihood	23990	23989	23986	23989
Number of Event	35318	35318	35318	35318

Source: Authors elaborated based on ENOE database ⁶. We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’ p < 0.01 ‘*’ p < 0.05

In the year 2017 (table B- appendix), we observe exactly the same pattern as in 2005, women older than 30 years, more educated and childless are most likely to enter the labor market. A

²⁰ We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’ p < 0.01 ‘*’ p < 0.05

priori, the characteristics of the partner’s in the entry event do not have an effect in the 2017 either. However, if we compare both periods (Table 3.5) it can be concluded that again, as in the case of the exit event, partner’s economic resources and the level of education have become more important over time. While men’s education has become more positively associated to women’s labor market entry (Model 3), the opposite is observed for economic resources where the effect became more negative over time (Model 1 and Model 2).

Tabla 3-5 Discrete-time event history models explaining transition from non-employment to employment (interaction model 2005- 2017)²¹.

	Model 1	Model 2	Model 3
Women’s age (30,40]	1.33***	1.33***	1.33***
Women’s age (40,50]	1.32***	1.30***	1.30***
Women’s Education Primary Complete	1.07	1.07	1.07
Women’s Education Secondary Complete	1.29***	1.27***	1.28***
Women’s Education Tertiary Complete	1.76***	1.71***	1.76***
N ^a of Children 1-3	0.77***	0.77***	0.77***
N ^a of Children >3	0.72***	0.73***	0.73***
Period 2	0.12***	0.12***	0.12***
Period 3	0.12***	0.12***	0.12***
Period 4	0.06***	0.06***	0.06***
Period 5	0.04***	0.04***	0.04***
Year	1.03	1.03	1.02
Men’s income	1.00		
Men’s income (Interaction with year 2005 as reference)	1.00**		
Men’s income q.2		1.00	
Men’s income q.3		0.92	
Men’s income q.4		1.00	
Men’s income q.5		0.96	
Men’s income q.2 (Interaction with year 2005 as reference)		0.99	
Men’s income q.3 (Interaction with year 2005 as reference)		0.89*	
Men’s income q.4 (Interaction with year 2005 as reference)		0.92	
Men’s income q.5 (Interaction with year 2005 as reference)		0.88*	
Men’s Education Primary Complete			1.05
Men’s Education Secondary Complete			1.03
Men’s Education Tertiary Complete			1.02
Men’s Education Primary Complete*year			1.05
Men’s Education Secondary Complete*year			1.08*
Men’s Education Tertiary Complete*year			1.09*
Log-likelihood	46468	46460	46460
Number of Event	66779	66779	66779

Source: Authors elaborated based on ENOE database ⁷. We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’ p < 0.01 ‘*’ p < 0.05

²¹ We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’ p < 0.01 ‘*’ p < 0.05

3.4.4 Labor income of employed women

Table 3.6 presents the results of linear regression models explaining labor income for the subsample of women who are employed in the year 2005. First, Model 1 shows that women's age, educational level and number of children impact income. We observe that earnings are higher for women over 30 years, without children and with higher levels of educational attainment. When we consider the resources of the partner (Model 2 to Model 4), we see that both economic and educational resources, affect women's income in a positive way. The higher the male partner's resources the greater the female partner's income. For instance, in Model 3 which considers economic resources, shows that the main difference is between having a male partner in the first quintile of earnings or a higher quintile. The higher the partner's income, the higher the impact on women's income. Model 4 points out that employed women who have a partner with secondary or tertiary education earn more than women with a non- or primary school educated partner. In the case of 2017 period (Table C- appendix), the results obtained are similar to those found in 2005. Women's age and levels of education attainment affect women's income in a positive way. The higher the level attainment, the higher the impact on women's income. Nevertheless, the number of children have a negative impact on women's income. The higher the number of children the lower the income. Regarding the resources of the partner, as in the case of 2005, men's income and men's educational level increase women's income, especially if the man has a tertiary education or an income reflected in the fifth quintile.

Table 3-6 Linear models regression explaining the effect in women’s income to year 2005²².

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Women’s age (30,40]	0.26***	0.27***	0.27***	0.26***
Women’s age (40,50]	0.34***	0.35***	0.35***	0.34***
Women’s Education Primary Complete	0.07***	0.06***	0.05**	0.04**
Women’s Education Secondary Complete	0.32***	0.29***	0.27***	0.26***
Women’s Education Tertiary Complete	0.71***	0.67***	0.65***	0.63***
N ^a of Children 1-3	-0.12***	-0.13***	-0.14***	-0.12***
N ^a of Children >3	-0.21***	-0.22***	-0.22***	-0.21***
Period 2	0.01	0.01	0.01	0.01
Period 3	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00
Period 4	0.00	0.00	0.00	0.00
Period 5	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00
Men’s income		0.11***		
Men’s income q.2			0.20***	
Men’s income q.3			0.24***	
Men’s income q.4			0.28***	
Men’s income q.5			0.30***	
Men’s Education Primary Complete				0.04*
Men’s Education Secondary Complete				0.11***
Men’s Education Tertiary Complete				0.12***
Number of Event	35318	35318	35318	35318

Source: Authors elaborated based on ENOE database ⁸. We use linear regressions models. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’ p < 0.01 ‘*’ p < 0.05

Table 3.7 describes changes over time in the effect of partner characteristics on employed women’s earnings. Once again, their importance has increased over time in the case of earnings, the impact is higher in 2017. As we can see, Model 2 shows that the impacts on earnings of employed women are greater when the male partner is in a higher income quintile. In contrast, men’s education has become less relevant for employed women’s earnings over time, the impact is more relevant in 2005 than 2017.

²² We use linear regressions models. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’ p < 0.01 ‘*’ p < 0.05

Table 3-7 Linear models regression explaining the effect in women’s income (interaction model 2005- 2017)²³.

	Model 1	Model 2	Model 3
Women’s age (30,40]	0.26***	0.26***	0.24***
Women’s age (40,50]	0.32***	0.31***	0.27***
Women’s Education Primary Complete	0.06***	0.05***	0.04***
Women’s Education Secondary Complete	0.23***	0.22***	0.19***
Women’s Education Tertiary Complete	0.56***	0.55***	0.51***
N ^a of Children 1-3	-0.21***	-0.22***	-0.21***
N ^a of Children >3	-0.29***	-0.30***	-0.29***
Period 2	-0.00	-0.00	-0.01
Period 3	-0.00	-0.00	-0.01
Period 4	-0.00	-0.00	-0.00
Period 5	-0.00	-0.01	-0.00
Year	-0.23***	-0.28***	0.02
Men’s income	0.11***		
Men’s income (Interaction with year 2005 as reference)	0.09***		
Men’s income q.2		0.19***	
Men’s income q.3		0.23***	
Men’s income q.4		0.28***	
Men’s income q.5		0.33***	
Men’s income q.2 (Interaction with year 2005 as reference)		0.07**	
Men’s income q.3 (Interaction with year 2005 as reference)		0.25***	
Men’s income q.4 (Interaction with year 2005 as reference)		0.28***	
Men’s income q.5 (Interaction with year 2005 as reference)		0.29***	
Men’s Education Primary Complete			0.04**
Men’s Education Secondary Complete			0.14***
Men’s Education Tertiary Complete			0.19***
Men’s Education Primary Complete (Interaction with year 2005 as reference)			-0.07**
Men’s Education Secondary Complete (Interaction with year 2005 as reference)			-0.13***
Men’s Education Tertiary Complete (Interaction with year 2005 as reference)			-0.22***
Number of Event	66779	66779	66779

9. Source: Authors elaborated based on ENOE database ⁹. We use linear regressions models Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’p< 0.01 ‘*’p< 0.05

3.5 Discussion

In this article, we studied the influence of men’s education and economic characteristics on their female partners’ work status in two periods of time, 2005 and 2017. Previous studies conducted for Europe and the USA have pointed to the negative impact of men’s economic characteristics on their partners’ work (Bernardi 1999; Bernasco et al. 1998; Henz & Sundström 2001; Sundström & Duvander 2002; Verbakel & De Graaf 2009). On the other

²³ We use linear regressions models Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’p< 0.01 ‘*’p< 0.05

hand, these studies have found a positive relationship between partner resources and social status or job achievement (Bernardi 1999; Bernasco et al. 1998; Verbakel & De Graaf 2009). In the case of education, most of the research showed a positive relationship between high education and social mobility of the partner (Bernardi 1999; Bernasco et al. 1998). In line with these previous findings, our results suggest a negative association between men’s earning and their partners’ work status in Mexico. Moreover, as previous studies suggested, we found a positive relationship between partners’ resources and women’s earnings. Regarding education, we found that the more educated her male partner is, the more likely a woman is to work in the labor market.

Our results indicated the possible coexistence of two types of processes in Mexico. On the one hand, we suggest the existence of traditional couples in which men are the economic providers and women are housewives. Male partners’ economic resources were proved to be an important variable that conditions women’s labor market access and permanence in the labor market. This type of process was related to our first hypothesis and was based on Becker's economic theory. Furthermore, in disagreement with previous studies, which found that the partners’ economic resources is significant only for higher positions in the social stratification system (Bernardi 1999; Bernasco et al. 1998), we found that the strongest effect of partners’ economic resources is given in the lowest quintile. Women whose male partners have earnings in the lowest quintile are statistically significantly less likely to exit the labor market as compared to all other groups. The explanation between these differences of results, can be related with the inequality and poverty registered in Mexico, which differs from the European countries used in other studies. When partners are on a low income, Mexican women are more likely to work because there is an economic need for survival. On the contrary, when men earns enough money to support the family, women are more likely to leave the labor market.

On the other hand, we pointed out the possible existence of couples that followed more egalitarian patters in which education is an important resource of the division of unpaid work. In general terms, and as some authors suggest, these egalitarian couples have a lower social presence and are more concentrated in higher educational groups (Rivero & Hernández 2014) therefore, men with lower education might follow less equitable patterns in the household and the division of unpaid work is not egalitarian. This premise is in line with our second hypothesis, where we suggested that men with more education have a positive impact on women’s labor participation. Concerning the time periods, in 2017 greater impacts of both variables could be observed. This may be explained by Mexico’s educational expansion

in the recent decades which has caused an increase in the educational level of the population and awareness of gender equity. In addition, gender differences in income also increased due to the recent economic crisis, which, in turn, deepened unbalanced bargaining power within couples. This might increase the importance of partners’ resources and characteristics over time. Mexican women are more exposed to job dismissal and poverty (Horbath & Gracia 2014) and, as a result, they are more likely to adhere to the role of housewife.

Our third research question inquired the potential influence of partner’s resources on women’s income. We found that, in line with past studies, the higher the income of the man, the higher the income of woman was. The impact of this variable was larger in 2017. One possible explanation is that in high-wage industries, employers prefer to rely on personal social networks to fill their vacancies (Kugler 2003). Moreover, as Bernasco et al. (1998) suggested, higher-educated individuals create a more stimulating family climate for their partner to pursue occupational status.

Nonetheless, our study has some limitations. First, panel data gives us information on women’s labor market status in each quarter, and, hence, it does not capture short spells of non-employment or employment episodes that occurred between waves. Second, we do not have retrospective data and cannot collect events that occurred before the survey. This would have provided more detailed information on women’s labor market attachment.

To sum up, in Mexico, like in other regions, economic resources and partner’s education play an important role in the decision-making process of women to leave or remain in the labor market.

Lastly, we verified that the impact of the economic and educational resources of the partner were more significant to the decision of women to leave in the labor market than to entry in it. This fact may be related to the traditional norms in force in Mexico, in which the culture of the male provider continues having a great weight in society. When couples married and have children, women feel more pressured to leave work and take care of them and do household chores (Oliveira & Ariza, 2002). In addition, the reconciliation between work and household tasks is complicated due to the precariousness of women's income and access to low-skilled jobs, all this ends up generating a dynamic that ends with the decision to leave the labor market for women.

The increasing importance of partner characteristics over time also justifies the closer attention for couple’s processes in the study of gender and income inequality (Boertien & Permanyer 2019; Bredemeier & Juessen 2013; Schwartz 2010). Various interpretations can be given of these changes over time. On the one hand, increases in economic inequalities could have increased the importance of economic resources in society more generally. For example, in a period of high inequality, the possibility of having the choice to leave the labor market might be limited to those households where one partner has high earnings. Similarly, in many cases, the absence or insufficiency of household income requires the incorporation of women in the labor market as a secondary worker (Cerrutti 2000). This premise can be observed especially in the higher quintiles where women are more likely to leave the labor market when their partners earn enough resources to support the family economically.

Another interpretation is that improvements in women’s economic position have increased the importance of partner characteristics and the interplay between them in the couple’s decision-making. Whereas the decision about the participation of women in the labor market might have been dictated by traditional norms in the past, today, it might depend more on the relative bargaining power and value of both partners’ economic resources. Future studies can look further into why the importance of partner characteristics has increased over time, and what are the consequences for the marriage market, assortative mating and gender inequality more generally.

Annex 1-A Discrete-time event history models explaining transition from employment to non-employment to year 2017²⁴

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
Women’s age (30,40]	0.70***	0.81***	0.76***	0.77***	0.81***	0.81***	0.76***
Women’s age (40,50]	0.63***	0.65***	0.61***	0.62***	0.68***	0.67***	0.61***
Women’s Education	0.91	0.93	0.87	0.86	0.91	0.88	0.93
Women’s Education	0.84**	0.96	0.83*	0.81**	0.89	0.85*	0.93
Women’s Education	0.55***	0.71***	0.63***	0.61***	0.75***	0.69***	0.77**
N ^a of Children 1-3	1.53***	1.20	1.23	1.22*	1.19	1.18	1.22*
N ^a of Children >3	1.61***	1.19	1.25*	1.22*	1.20	1.20*	1.22*
Period 2	0.11***	0.08***	0.09***	0.09***	0.08***	0.09***	0.09***
Period 3	0.098***	0.05***	0.05***	0.05***	0.05***	0.05***	0.05***
Period 4	0.04***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***
Period 5	0.03***	0.01***	0.02***	0.02***	0.01***	0.02***	0.02***
Women’s income		0.44**					
Women’s income q.2			0.88*	0.89*	0.91	0.90*	0.89*
Women’s income q.3			0.86**	0.86**	0.86*	0.91*	0.90
Women’s income q.4			0.09***	0.09***	0.07***	0.08***	0.09***
Women’s income q.5			0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
Men’s income				1.00***			
Men’s income q.2					2.50***		
Men’s income q.3					2.18***		
Men’s income q.4					2.09***		
Men’s income q.5					2.13***		
Men’s income > women’s						1.73***	
Men’s Education							0.94
Men’s Education							0.85*
Men’s Education							0.70***
Log-likelihood	21867	14938	16534	16484	16313	16378	16500
Number of Event	31472	31472	31472	31472	31472	31472	31472

Source: Authors elaborated based on ENOE database. 10. We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’

p < 0.001 ‘**’p < 0.01 ‘*’p < 0.05

²⁴ We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’ p. < 0.001 ‘**’p < 0.01 ‘*’p < 0.05

Annex 2-B Discrete-time event history models explaining transition from non-employment to employment to year 2017²⁵

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Women’s age (30,40]	1.30***	1.30***	1.30***	1.32***
Women’s age (40,50]	1.30***	1.32***	1.30***	1.32***
Women’s Education Primary Complete	1.12	1.12	1.11	1.11
Women’s Education Secondary Complete	1.27***	1.27***	1.24**	1.24**
Women’s Education Tertiary Complete	1.75***	1.75***	1.69***	1.73***
N ^a of Children 1-3	0.74***	0.74***	0.74***	0.74***
N ^a of Children >3	0.67***	0.67***	0.67***	0.67***
Period 2	0.13***	0.12***	0.12***	0.12***
Period 3	0.12***	0.11***	0.11***	0.11***
Period 4	0.08***	0.06***	0.06***	0.06***
Period 5	0.06***	0.02***	0.02***	0.04***
Men’s income		1.00		
Men’s income q.2			0.92	
Men’s income q.3			0.97	
Men’s income q.4			0.99	
Men’s income q.5			0.99	
Men’s Education Primary Complete				1.02
Men’s Education Secondary Complete				1.05
Men’s Education Tertiary Complete				1.04
Log-likelihood	23993	23989	23986	23989
Number of Event	31472	31472	31472	31472

Source: Authors elaborated based on ENOE database 11. We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio Signif. codes:

**** p < 0.001 ***p< 0.01 **p< 0.05

²⁵ We use logistic regressions models, coefficient are expressed in odds ratio Signif. codes: **** p < 0.001 ***p< 0.01 **p< 0.05

Annex 3-C Linear models regression explaining the effect in women’s income to year 2017²⁶

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Women’s age (30,40]	0.22***	0.25***	0.25***	0.22***
Women’s age (40,50]	0.20***	0.27***	0.26***	0.20***
Women’s Education Primary Complete	0.04*	0.04*	0.04	0.04
Women’s Education Secondary	0.12***	0.12***	0.11***	0.10***
Women’s Education Tertiary Complete	0.41***	0.42***	0.40***	0.38***
N ^a of Children 1-3	-0.26***	-0.27***	-0.28***	-0.26***
N ^a of Children >3	-0.35***	-0.35***	-0.36***	-0.356***
Period 2	-0.03*	-0.02	-0.02	-0.03*
Period 3	-0.02	-0.01	-0.01	-0.02
Period 4	-0.02	-0.01	-0.01	-0.02
Period 5	-0.01	-0.01	-0.02	-0.01
Men’s income		0.21***		
Men’s income q.2			0.23***	
Men’s income q.3			0.46***	
Men’s income q.4			0.55***	
Men’s income q.5			0.62***	
Men’s Education Primary Complete				0.01*
Men’s Education Secondary Complete				0.04**
Men’s Education Tertiary Complete				0.03***
Number of Event	31472	31472	31472	31472

Source: Authors elaborated based on ENOE database 12. We use linear regressions models, coefficient are expressed in odds ratio.

Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’p< 0.01 ‘*’p< 0.05

²⁶ .We use linear regressions models, coefficient are expressed in odds ratio. Signif. codes: ‘***’ p < 0.001 ‘**’p< 0.01 ‘*’p< 0.05

GENERAL DISCUSSION

Discussion

The objective of this thesis is to investigate the implications and impact of the educational composition of couples on social structure in Latin America. For this purpose, three studies have been conducted to address this issue from different perspectives. The general results show an increasing trend of educational homogamy and barriers to marriage over time. Moreover, we suggest that unlike in other regions, where the educational composition of couples does not explain the changes in income inequality between households, in Latin-America it does to small degree. Lastly, we find that education is a resource which encourages the participation in and permanence of women's employment.

In order to answer the general and specific questions included in each chapter of this thesis, it has been decided to organize the conclusions section in the following way. First, the findings of each chapter are briefly reviewed. Second, the general conclusions of the thesis and public policy recommendations are presented. And finally, this section concludes with limitations and areas of future research.

Discussion by chapters

Educational composition and social stratification

In the first chapter, the general question of how educational homogamy and marital barriers have evolved over the last four decades in Latin America and the United States is addressed, in addition to the following specific objectives: I) analyze the evolution of homogamy by educational level and type of union, II) measure the distance between educational groups taking as a reference the university population and its evolution over time, III) differentiate the distance between university students and the rest of the categories by type of union, IV) examine the internal differences in the degree of stratification by country and compare them with those of the United States.

The conclusions of this study show that, first and foremost, the levels of homogamy have increased in most of the countries in the Latin American region for primary, secondary and complete university categories. On the other hand, there has been a decrease in these same levels in the incomplete primary category. This fact was produced in part by the educational expansion that the region has experienced over the last two decades, in which the percentage of people who do not finish primary education has been systematically reduced over time. In 1970 the percentage of men with less than primary education was 70% on average, compared to 74% for women. This number decreased in the following decades, and for 2010, figures of 27% were observed for men and 21% for women. Stratifying the percentages of homogamy by type of union, it is concluded that Latin America continues to present differences between marriages and consensual unions over time, especially in the most educated levels of society, in which the levels of homogamy are higher in married couples than in consensual union.

Regarding marriage barriers, we observe that the difficulty of pairing with an individual with university-level education for those coming from different educational categories has also changed over time. The difficulty of being with a university student has increased in the complete primary and complete secondary categories. However, in the category of education lower than primary, the level of difficulty of pairing, although high, has been decreasing over time. This fact, similar to the case of homogamous couples, is the result of the educational expansion that reduces the number of individuals in this category. That is why it's observed that the values of the gap that exists in the marriage market between university students and the rest of the groups increases as individuals descend the educational hierarchy.

On average, in Latin America the difficulty of marriage or union with university students has increased fivefold for people with complete secondary education, and by 109 for people with complete primary education. The scale of the increase is even larger for people with incomplete primary education, reaching levels of up to 1306. In other words, while for every five homogamous unions between people with a complete secondary education, there is one heterogamous union with a university person; among people with less than primary education there is one heterogamous union for every 1306 homogamous unions. This indicates that the population with incomplete primary education is thousands of times more distant from the university population than the population with complete secondary education. The barriers to marriage for heterogamous couples are higher than those for consensual heterogamous unions. For example, marrying a university educated person is more difficult for persons with primary

education than starting a consensual union with them. There is one marriage between a university student and a person with primary education for every 119 marriages between university students, while is one consensual union between a university student and a person with primary studies for every 74 unions between university students.

In summary, the findings in this chapter show an increasing trend of educational homogamy and barriers to marriage in Latin America over time. The number of homogamous couples is well above what we would expect to find under conditions of randomness. Furthermore, the results show that the highest percentages of homogamy are found among people with high levels of education. Given this fact, it can be affirmed that the educational composition of couples generates high levels of homogamy that contributes to reduced social mobility and, consequently, a more stratified society. In this way, university education becomes an obstacle of a social nature, which hinders the formation of non-homogamous marriages.

Educational composition and income inequality between households

In the second chapter, the following question is analyzed: “Can changes in educational homogamy over time explain changes in household income inequality?” To answer this question, first, we simulated alternative levels of homogamy to quantify the impact of changes in inequality over time. Secondly, a simulation exercise using maximum and minimum homogamy levels was conducted. This exercise of comparison of the different counterfactual scenarios allowed us to estimate the potential impact of extreme changes in educational homogamy over time and how this could affect income inequality.

The results show that in most countries there is a change in inequality attributable to educational homogamy, however, the effect of these changes varies depending on the country. While in Costa Rica, Mexico, Chile, Paraguay and Panama, changes in educational homogamy over time increase inequality, in the case of Uruguay, Bolivia, Brazil and Colombia, it reduces it. The countries with the largest proportion of change in the level of inequality explained by the changes in homogamy are Uruguay (8.8%) and Costa Rica (3.5%). These results are different from the results found for the United States or Europe where changes in educational homogamy contribute very little to inequality. In the case of Europe, the median value is only 0.3% (Boertien & Permanyer 2019).

Regarding the results obtained after simulating levels of minimum and maximum homogamy given the marginal educational distribution of each country, it was found that the simulated levels of inequality were lower in all the countries considered under the scenario of “minimum homogamy.” On the contrary, in the scenario where homogamy was maximized, the simulated levels of inequality increased in all countries. This comparison between both scenarios allowed us to identify the potential impact that homogamy could have on inequality. In Paraguay, Chile and Costa Rica, going from a scenario with minimum homogamy to a scenario with maximum homogamy resulted in increases in the inequality index of 29.5%, 25.2% and 24.5%, respectively.

The results of this chapter demonstrated that changes in educational homogamy have a greater impact in Latin America than in Europe or the United States. The reasons why educational homogamy explains the changes in household income inequality in these countries of Latin America are not yet clear. It could be attributed to the fact that the levels of educational homogamy registered in the countries analyzed in this study are higher than the levels found in Europe and the United States. This can make the changes in the educational composition of couples over time more extreme, and therefore more influential on income. Another possible explanation for this phenomenon could be related to female labor participation rates. Some previous research suggests that the effects of changes in homogamy on inequality tend to be greater in contexts with low female workforce participation (Boertien & Permanyer 2019).

The reason may be that in contexts with low female participation, employment and income are more stratified according to education (Breen & Salazar 2010). Therefore, the higher the educational level of women, the more likely they will be to enter into the labor market. It follows that such women will also be more attractive in the marriage market, and thus contribute to a greater number of economically homogamous unions. This phenomenon will cause income differences between households with higher resources and where both members of the couple work, when compared to households where only one member of the household works, or where both members work but the income is limited.

In summary, in this chapter it has been found that unlike in other regions, where the educational composition of couples does not explain the changes in income inequality between households, in Latin-America it does to small degree. Furthermore, this study reveals that while reducing homogamy contributes to reducing inequality in some countries, this does not happen in others. This finding merits further research on the topic.

The economic and educational resources of the couple, and the effect on the women's working status.

In the third chapter, the question, *do the economic and social resources of the partner affect the exit or entry into the labor market of women?* is addressed by analyzing the influence that men's education and economic resources had on women's working decisions in two periods, 2005 and 2017. To this end, a set of specific questions were posed: (i) Are women more likely to leave the labor market when their partner has more financial resources? And the other way around? (ii) Does men's education affect women's employment status? (iii) Do men's economic resources positively affect women's labor incomes?

The conclusions indicated that in accordance with the results found for the United States and Europe, there is a negative association between men's earning and their partners' work status in Mexico. The most significant results were found in the lowest-income quintile, where women are less likely to leave the labor market because they must work to maintain the household's economic status. In addition, and in line with other studies, we found a positive relationship between partners' resources and women's earnings. Regarding education, we found that the more educated her male partner is, the more likely a woman is to work in the labor market.

These results suggest the possible coexistence of two types of processes in Mexico. On the one hand, we find couples who follow traditional patterns in which the man is the economic provider and the woman is the housewife. Economic resources are an important variable that influences women's access to and permanence in the labor market. On the other hand, we find a pattern that is less common in Mexican society and more common in American and European societies, in which higher education groups seem to have more gender equality. Generally, men's education is negatively related to women's workload at home, which helps facilitate reconciliation between the home and the labor market and reduces pressure to leave the labor market (Rivero & Hernández 2014). Finally, with regards to the economic income of women and the possible influence of partner's resources, as in the case of other studies, we observed that the higher the income of the man, the greater the income of the employed woman.

Men's education and earnings had a greater impact in 2017 than in 2005. This fact may be explained by two reasons. First, by Mexico's educational expansion which in addition to increasing educational levels also increased awareness in gender values. Second, by the increase in the income gap between men and women due to the recent economic crisis, which,

in turn, deepened the imbalance in bargaining power within couples. These factors might increase the importance of partners' economic resources and education over time. Therefore, this study can conclude that in Mexico, and eventually in other countries in the Latin American region, the economic and educational resources of the couple play an important role in women's employment decisions, and that education is a resource which encourages the participation in and permanence of women's employment.

General conclusions

The educational composition and social structure of Latin America

Throughout this research it has been confirmed that the educational composition of couples influences the Latin American social structure. This effect, in most cases, affects social mobility and income inequality between households. As far as social mobility is concerned, it makes union with higher educational categories difficult, which means that society is stratified and the possibilities for social promotion through partnering are not equal across educational groups. In the Latin American context, educational composition plays a greater role in explaining variation in household income than it does in other contexts such as Europe or the United States.

Regarding partner dynamics, education has a positive impact on the employment status of women. When a woman or man has a secondary or tertiary education, the woman is more likely to remain in the labor market or is more likely to enter it. In general, these results suggest that if the most educated men tend to support and encourage the employment of their partners and, following the results of Chapter 1, homogamous unions tend to occur among the most educated, then the economic and social benefits of gender equality are likely to be limited to the higher social classes. In this way, it can be concluded that education in Latin America not only generates economic differences but also social differences. The tendency of those with university studies to pair with each other, combined with the fact that couples with high levels of education encourage each other's employment, leads to the creation of families that are not only educationally homogamous, but also economically homogamous. These forms of homogamy in turn encourage the concentration of economic resources in this type of household and increase income inequality with other household typologies.

The implications for stratification and social and gender inequality among educational groups indicates a need for governments to design public policies to correct such imbalances. While over the past few decades, increased educational accessibility has generally improved the educational balance between women and men, education has not yet managed to reduce barriers between social classes.

One recommendation to correct these imbalances is to continue to allocate state resources for reducing social inequalities. In this way, the government can create spaces for interaction that will facilitate the creation of heterogamous unions between different educational groups. This requires improving social and working conditions and the cultural level of the population; creating participation and education programs in the family environment; and strengthening the quality of education and access to public schools (Ottone et al., 2007). If these mechanisms are corrected and the social conditions of different educational groups are more equal, having tertiary or secondary education will not predominate over all other values when choosing a partner. In some countries, such as Colombia, policies are already being pursued that aim at reducing stratification between social groups and improving contact between them. Colombia has put forth the District Development Plan for 2018-2022 which proposes policies aimed at improving access to tertiary education, promoting public educational institutions and implementing free higher education for low-income students (Government of Colombia, 2019). In previous research, authors such as Tedesco (2017) suggest that to promote social cohesion between the most disadvantaged sectors of society and the rest of society, short-term policies should aim to address illiteracy or low education among adults, improve housing conditions, improve technological infrastructures and promote greater awareness and social responsibility.

Additionally, policies also need to be implemented in education and the workplace. As shown in Chapters Two and Three, the role of working women is important in reducing gender and income inequalities between social groups. The precarious conditions that vulnerable women face in the labor market are conditioned in part by the unbalanced opportunity of access to high education. This affects their income and, consequently, reduces their bargaining power within the couple. Public authorities should aim to develop women's economic independence in order to improve social cohesion and reduce the levels of poverty and vulnerability faced by women and the household where they live.

In academia, authors such as Marchionni et al. (2019) recommend that policies should be developed to promote co-responsibility at home to overcome gender stereotypes, increase the

supply of care services through the creation of quality public childcare and preschools, and guarantee the availability of paternity and maternity leave to men and women. Such policies would encourage women to enter the labor market and reduce their workload at home. In addition to policies related to child care, it is necessary to develop policies focused on improving the precarious position of women in the labor market. For this governments must promote the contribution to health and pension systems for a wider variety of jobs, such those in domestic service. They must also make working hours for mothers more flexible, foster equality between the male and female workforce in the labor market, and make wages equal between men and women.

The latest report published by UN Women for the year 2017, indicates that of the 17 countries in the Latin American region, only Argentina, Bolivia, Colombia, Ecuador, Paraguay and Peru have implemented equal pay policies between men and women. Regarding non-discrimination in hiring based on gender, policies have only been implemented in Argentina, Brazil, Honduras, Mexico, Uruguay and Venezuela. These data reveal the need to continue working in the search for effective gender equality in the Latin American region.

In summary, the results of this research suggest that unlike other industrialized contexts, Latin America presents particular characteristics that invite us to continue studying the family formation composition and their relationship with inequality in the region. Some of these peculiarities are the high degree of educational homogamy registered in all countries despite the educational expansion experienced in recent decades. Our findings suggest that in Latin America there are other factors apart from education which influence homogamy. Some of these factors could be the economic position or the political influence of the family. These factors may influence social mobility and erect social barriers between the richest groups and the rest of society. Moreover, regarding the influence of the partner's resources, unlike what was found in other contexts, the most significant results are observed in the lowest income quintiles. In families with fewer resources, women are more likely to work due to economic necessity and in more vulnerable conditions than other women. Regarding income inequality, it is found that in contrast with Europe and the USA, where the educational composition of couples does not explain the changes in income inequality between households, in Latin-American it does to small degree. The results found in this thesis suggest than government should take in account these particularities and continue promoting policies that reduce social barriers and improve the conditions of vulnerable women.

Limitations and future lines of research

While this thesis aims to determine the effect that the educational composition of couples has on the Latin American social structure, the results should be understood within the framework of the studies' limitations, as well as the decisions made at various stages of the analysis. These limitations were addressed in each chapter but are summarized in order to put them into the context of the general discussion.

In the first chapter, one of the main limitations was working with a large number of countries, so the conclusions and results are of a global nature. Although the findings provide a general view of the situation, they do not allow for an analysis of the particularities of each country in detail. In addition to this, another limitation was the absence of census information concerning the educational characteristics of parents or the type of public/private school attended by individuals.

Regarding the second chapter, a limitation of the research relates to the simulations performed. In this case, we make an assumption that may not be realistic. When we modify the distribution of households we assume that the average income of households in the different categories remains the same, an issue that could create a bias if there were unobservable characteristics in the households that affected income levels. Moreover, as in the case of Chapter One, the lack of information in household surveys on the quality of education prevents comparisons of one country with another in terms of economic return of education in the labor market.

Moreover, in chapters one and two, harmonized educational categories were used to facilitate the comparison of results between nations and over time. This allowed us to include a greater number of countries in the study; however, important distinctions between educational groups were sometimes overlooked. In addition, comparing educational levels over time creates a bias due to changing contexts and social realities. For example, in chapter one, people without schooling or higher education in the 1980s are different from those in the 2000s.

The final limitation, in the third chapter, is the absence of information from the panel data. Although this type of data allows the tracking of couples over time, the lack of information on the exact date of labor market entry or exit prevents the application of continuous "event-history" methods. The absence of retrospective demographic information, such as the date of entry into union or the transition to the first child, also makes it difficult to carry out a more complete analysis of the work dynamics of couples.

In terms of future possible lines of research, these could focus on identifying the factors that influence couple formation and the increase in homogamy over time. By focusing on these factors, governments could design public policies to reduce inequality, reduce marriage barriers and create opportunities for the most deprived groups.

Is it parents' prior education that drives people to find a similar partner? Is it the kind of school that an individual attends? Is it the quality of education that is received? Is it factors related to the economic and working conditions of the family? Is it the residential area where an individual's home is located? These types of questions are not collected in household surveys or censuses, so it would be a challenge to combine qualitative and quantitative studies. Despite the difficulties, carrying out such combined studies would further our understanding of the dynamics of educational matchmaking (composition of couples), establish how education contributes to societal imbalances, and aid in the formulation of evidence-based public policies to address these issues.

CONCLUSIONES GENERALES

El objetivo de esta tesis ha sido determinar las implicaciones e impactos que la composición educativa de las parejas tiene sobre la estructura social en Latinoamérica. Como ya se ha avanzado a lo largo de esta investigación, para tal fin, se han realizado tres estudios que han abordado esta cuestión desde diferentes ópticas. Los resultados generales muestran un incremento en la tendencia de la homogamia educativa y de las barreras al matrimonio en el tiempo. Además, a diferencia de en otras regiones, donde la composición educativa de las parejas no explica los cambios en la desigualdad, en América Latina se ha encontrado que si en una pequeña parte. Por último, encontramos que la educación es un recurso que potencia la participación y permanencia de la mujer en el mercado laboral.

A continuación, y con el fin de responder a las preguntas generales y específicas que se recogen en cada capítulo de esta tesis, se ha decidido organizar este apartado de conclusiones de la siguiente manera. En primer lugar, se presentan los hallazgos encontrados en cada capítulo. En segundo lugar, se recogen las conclusiones generales del trabajo de investigación y recomendaciones de políticas públicas. Por último, las limitaciones y futuras líneas de investigación.

Conclusiones por capítulos

La composición educativa y la estratificación social

En el primer capítulo se aborda la cuestión general de *¿cómo han evolucionado la homogamia educativa y las barreras matrimoniales en las cuatro últimas décadas en América Latina y los Estados Unidos?*, además de los siguientes objetivos específicos: i) analizar la evolución de la homogamia por nivel educativo y 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, iv) examinar las diferencias internas en el grado de estratificación por países y compararlas con las de Estados Unidos.

Las conclusiones de este estudio muestran que, en primer lugar, los niveles de homogamia se han incrementado en la mayoría de los países de la región latinoamericana para las categorías de primaria, secundaria y universidad completa. Por otro lado, se ha producido un descenso de estos mismos niveles en la categoría de primaria incompleta. Este hecho se produjo en parte por la expansión educativa que ha experimentado la región a lo largo de las dos últimas décadas, en las que el porcentaje de personas que no finalizan la educación primaria se ha ido reduciendo sistemáticamente a lo largo del tiempo. En 1970 el porcentaje de hombres con estudios inferiores al primario era de un 70% en media y el de mujeres un 74%. Esta cifra disminuyó en las décadas posteriores, y para el año 2010, se observaron unas cifras del 27% en el caso de los hombres y de un 21% en el caso de las mujeres. Diferenciando los porcentajes de homogamia por tipo de unión, se concluye que América Latina continúa presentando diferencias entre matrimonios y uniones consensuales a lo largo del tiempo, sobre todo en los niveles más instruidos de la sociedad, en los que los niveles de homogamia son mayores en las parejas casadas que unidas consensualmente.

Respecto a las barreras matrimoniales, observamos que la dificultad de emparejarse con una persona universitaria procediendo de otra categoría educativa también ha sufrido un cambio a lo largo del tiempo. La dificultad de emparejarse con un universitario o universitaria se ha incrementado en las categorías de primaria completa y secundaria completa. Sin embargo, en la categoría de educación inferior a primaria los valores, aunque elevados, se han ido reduciendo a lo largo del tiempo. Este hecho, al igual que en el caso de parejas homógamas, se produce por la expansión educativa que reduce el número de individuos en esta categoría. De este modo, se observa que los valores de la brecha que existe en el mercado matrimonial entre universitarios y el resto de los grupos aumenta conforme descendemos en la jerarquía educativa.

En promedio, en América Latina la dificultad al matrimonio o unión con los universitarios se ha multiplicado por 5 en el caso de las personas con secundaria completa, y por 109 en media en la categoría de primaria completa. Esta cifra aumenta en mayor proporción, alcanzando niveles de hasta 1306 en media para las personas con primaria incompleta. En otras palabras, mientras que por cada 5 uniones homógamas entre personas con educación secundaria completa se produce una unión heterógama con un universitario, entre personas con estudios inferiores a primaria se produce una unión heterógama por 1306 homógamas. Este hecho refleja que la población con primaria incompleta está miles de veces más alejada de la población universitaria que la población con secundaria completa. Por tipo de unión, al igual

que con el porcentaje de parejas homogamas, se observan diferencias entre el tipo de unión, las barreras al matrimonio son más elevadas que en el caso de las uniones consensuales. Por poner un ejemplo, casarse con un universitario o universitaria poseyendo estudios primarios es más difícil que comenzar una unión consensual, mientras que en el primer caso se da un matrimonio entre un universitario y una persona con estudios primarios por cada 119 matrimonios entre universitarios, en el segundo caso se da una unión entre una persona universitaria y una con estudios primarios por cada 74 uniones entre universitarios.

En resumen, los hallazgos encontrados en este capítulo muestran que las tendencias en el tiempo de la homogamia educativa y las barreras al matrimonio en América Latina se han consolidado a lo largo del tiempo. El número de parejas homogamas se encuentra muy por encima de lo que esperaríamos encontrar en condiciones de aleatoriedad. Además los resultados muestran que los mayores porcentajes de homogamia se encuentran entre las personas que presentan unos niveles de educación altos. Ante esto hecho, se puede afirmar que la composición educativa de las parejas genera elevados niveles de homogamia que producen una movilidad social reducida y, en consecuencia, una sociedad estratificada. De esta manera, la educación universitaria se convierte en un obstáculo de carácter social, que dificulta la formación de matrimonios no homogamos.

La composición educativa y la desigualdad de ingresos entre hogares

En el segundo capítulo, se analiza la siguiente cuestión *¿pueden los cambios sufridos en la homogamia educativa a lo largo del tiempo explicar los cambios en la desigualdad de ingresos en los hogares?*. Para responder esta pregunta, en primer lugar, simulamos niveles alternativos de homogamia para cuantificar el impacto de los cambios en la desigualdad en el tiempo (Breen y Salazar 2011). En segundo lugar, se planteó un ejercicio de simulación utilizando niveles de homogamia máxima y mínima y se observó cómo afectaban estos niveles de homogamia educativa simulados a la desigualdad de ingresos.

Los resultados muestran que en la mayoría de los países hay un cambio en la desigualdad atribuible a la homogamia educativa, sin embargo, el efecto de estos cambios varía dependiendo del país. Mientras que en Costa Rica, México, Chile, Paraguay y Panamá los cambios de la homogamia educativa en el tiempo aumentan la desigualdad, en el caso de Uruguay, Bolivia, Brasil y Colombia la reduce. Los países que presentan mayores cambios en

sus niveles de desigualdad explicados por los cambios en la homogamia, son Uruguay (8.8%) y Costa Rica (3.5%). Estos resultados son diferentes de los resultados encontrados para Estados Unidos o Europa donde los cambios en la homogamia educativa contribuyen muy poco a la desigualdad. En el caso de Europa, la mediana de este valor alcanza el 0.3% (Boertien & Permanyer 2019).

En cuanto a los resultados obtenidos tras simular niveles de homogamia mínima y máxima, dada la distribución educativa marginal de cada país, se comprobó que en el caso de "homogamia mínima" los niveles simulados de desigualdad eran más bajos en todos los países considerados. Por el contrario, en el escenario donde se maximizaba la homogamia, los niveles simulados de desigualdad aumentaban en todos los países. Esta comparativa entre ambos escenarios, permitió conocer el potencial impacto que la homogamia podía llegar a tener sobre la desigualdad. En el caso de países como Paraguay, Chile y Costa Rica el cambio en el índice de desigualdad entre un escenario con homogamia mínima a un escenario con homogamia máxima era de un incremento de un 29,5%, 25,2% y 24,5% de la desigualdad respectivamente.

Los resultados de este capítulo demostraron que los cambios en la homogamia educativa tienen un mayor impacto en América Latina que en Europa o los Estados Unidos.

Las razones del porqué en estos países de la región latinoamericana la homogamia educativa explica los cambios en la desigualdad de ingresos en los hogares aún no son claras. Podría atribuirse a que en los países analizados en este estudio los niveles de homogamia educativa registrados son más elevados que los niveles encontrados en Europa y Estados Unidos. Esto puede hacer que los cambios en la composición educativa de las parejas a lo largo del tiempo hayan sido más extremos, y por tanto hayan tenido más influencia en los ingresos. Otra posible explicación para este fenómeno podría estar relacionado con las tasas de participación laboral femenina, como sugieren algunos autores (Boertien & Permanyer 2019), en contextos con baja participación femenina, los efectos de los cambios en la homogamia sobre la desigualdad tienden a ser mayores. El porqué puede deberse a que en contextos con baja participación femenina, el empleo y los ingresos estén más estratificados en función de la educación (Breen & Salazar 2010), en consecuencia, cuanto más alto sea el nivel educativo de la mujer, más alto será su ingreso en el mercado laboral. Y por tanto, más atractiva será esta mujer en el mercado matrimonial, y más económicamente homogamas serán las uniones. Este hecho, provocará diferencias de ingresos entre los hogares con mayores recursos y donde ambos miembros de la

pareja trabajan, y hogares donde un solo miembro del hogar trabaja, o donde ambos miembros trabajan pero los ingresos son limitados.

Resumiendo, en este capítulo se ha podido comprobar que a diferencia de otras regiones donde no hay relación entre homogamia y desigualdad, en Latinoamérica la composición educativa de las parejas puede explicar una pequeña parte de los cambios en la desigualdad de ingresos entre hogares. Además, este estudio revela que mientras la reducción de la homogamia contribuye a la reducción de la desigualdad en algunos países, esto no sucede en otros. La identificación de las causas de este efecto en unos países y no en otros, amerita continuar investigando en esta temática.

Los recursos económicos y educativos de la pareja, y el efecto en el status laboral de la mujer

En el tercer capítulo la pregunta de investigación, *¿afectan los recursos económicos y sociales de la pareja a la salida o entrada en el mercado laboral de la mujer?*, se centró en analizar la importancia que la educación y los recursos económicos del hombre tenían sobre las decisiones laborales de la mujer. Para ello se abordaron un conjunto de preguntas específicas asociadas a esta cuestión general que fueron las siguientes: i) *¿son más propensas las mujeres a dejar el mercado laboral cuando su pareja tiene más recursos económicos? ¿y al revés?*, ii) *¿afecta la educación del hombre al estatus laboral de la mujer?*, iii) *¿los recursos económicos del hombre afectan de manera positiva a los ingresos del trabajo de la mujer?*

Las conclusiones señalaron que en línea con los resultados encontrados para Estados Unidos y Europa, en México, existe una relación entre los recursos económicos de la pareja y la salida o permanencia de la pareja en el mercado laboral. Los resultados más significativos se encontraron en el quintil más bajo de ingresos, donde comparado con el resto de grupos, la mujer es menos propensa a salir del mercado laboral, ya que deben trabajar para mantener el estatus económico del hogar. Además, como en otros estudios realizados, encontramos una relación positiva entre los recursos de la pareja y los ingresos de las mujeres empleadas. Cuantos más altos son los ingresos del hombre, más altos son los de la mujer. Con respecto a la educación, los resultados mostraron que cuanto más educada es la pareja, más probable es que la mujer permanezca o entre en el mercado laboral.

Estos resultados sugieren la posible coexistencia de dos maneras relacionarse en pareja en México. Por un lado, encontramos parejas que siguen unos patrones tradicionales en los que el hombre se caracteriza por ser un proveedor económico y la mujer ama de casa. Los recursos económicos son una variable fundamental que condiciona el acceso y la permanencia de las mujeres en el mercado laboral. Y por otro lado, encontramos un patrón menos habitual en la sociedad mexicana y más común en las sociedades estadounidenses y europeas, en el que los grupos de educación superior parecen estar más cerca de los valores igualitarios de género. En términos generales, los hombres con mayor nivel de educación favorecen la reducción de la carga de trabajo de las mujeres en el hogar, lo que ayuda a facilitar la conciliación entre el hogar y el mercado laboral y reduce las presiones para abandonar el mismo (Rivero & Hernández 2014). Por último en lo que se refiere al ingreso económico de la mujer y la posible influencia de los recursos de las parejas, como en el caso de otros estudios, observamos que cuanto mayor era el ingreso del hombre, mayor era el ingreso de la mujer empleada.

Por lo tanto en este estudio se puede concluir que en México, como en otras regiones, los recursos económicos y educativos de la pareja juegan un rol importante en las decisiones laborales de la mujer, y que la educación es un recurso que fomenta la participación y permanencia del empleo femenino.

Conclusiones generales

La composición educativa y la estructura social latinoamericana

A lo largo de esta investigación se ha corroborado que la composición educativa de las parejas tiene un efecto sobre la estructura social latinoamericana. Este efecto, en la mayoría de los casos, influye en la movilidad social y en la desigualdad de ingresos entre hogares. En lo que a movilidad social se refiere, dificulta las uniones con categorías educativas más altas, lo que comporta que la sociedad se estratifique y que las posibilidades de ascenso social no sean homogéneas entre distintos grupos educativos. Respecto a la desigualdad de ingresos económicos en los hogares, la composición educativa ayuda en parte a explicar por qué se generan estas variaciones de recursos entre los diferentes tipos de hogares, a diferencia de lo que sucede en otros contextos como el europeo o el estadounidense.

En cuanto al ámbito de la pareja, la educación conlleva un impacto positivo sobre el estatus laboral de la mujer. Cuando la mujer o el hombre tienen una educación secundaria o terciaria, la mujer se mantiene en el mercado laboral o es más propensa a entrar en él. Desde una

perspectiva general, estos resultados sugieren que si los hombres con mayor educación tienden a apoyar y fomentar el empleo de sus parejas y además, como indican los resultados del capítulo 1, las uniones homogamas tienden a concentrarse entre los más instruidos, es probable que los beneficios económicos y sociales aún estén limitados a las clases sociales más altas. De esta manera, se puede concluir que la educación en América Latina no sólo es un generador de diferencias económicas sino también sociales, encontramos un grupo social que posee estudios universitarios y que tiende a emparejarse entre sí. Además, estas parejas con nivel educativo alto fomentan la generación de empleo entre ellas, lo que conlleva a la creación de familias educativa y económicamente homogamas. Estas formas de homogamia a su vez fomentan la concentración de riqueza en este tipo de hogares y aumentan la desigualdad de ingresos con el resto de tipologías de hogar.

Las implicaciones que la educación tiene en la estratificación, la desigualdad social y de género entre grupos educativos, sugieren una atención por parte de los entes públicos para diseñar políticas que corrijan estos desequilibrios. Si bien, a lo largo de estas décadas, el incremento de la accesibilidad educativa ha tendido a equiparar los niveles educativos entre mujeres y hombres, la educación todavía no ha logrado reducir las barreras entre clases sociales.

Una recomendación para corregir estos desequilibrios es seguir destinando recursos del estado a reducir las desigualdades sociales, de esta manera se crearán espacios de interacción que fomentarán la capacidad de crear uniones heterógamas entre diferentes grupos educativos. Para ello hay que mejorar las condiciones sociales y laborales, el nivel cultural y de estudios de la población, crear programas de participación y educación en el entorno familiar y fortalecer la calidad de la educación y el acceso a las escuelas públicas. Si se corrigen estos mecanismos y las condiciones sociales no son tan diferentes entre unos grupos educativos y otros, el poseer educación terciaria o secundaria no será un símil de éxito y emergerán otros valores a la hora de elegir pareja. Desde algunos países, como es el caso de Colombia, ya se están realizando políticas enfocadas a reducir la estratificación entre grupos sociales y mejorar el contacto entre los mismos. En concreto, Colombia ha creado el plan de desarrollo distrital 2018-2022 y en el ámbito de educación proponen políticas enfocadas a mejorar el acceso a la educación terciaria, fomentar las instituciones educativas públicas e implementar la gratuidad en educación superior para estudiantes de bajos recursos (Gobierno de Colombia, 2019). A partir de la investigación, autores como Tedesco (2017) sugieren que para promover la cohesión social entre los sectores más desfavorecidos de la sociedad y el resto, deben promoverse políticas cortoplacistas dirigidas a erradicar el analfabetismo o la baja educación entre la población

adulta, mejorar las condiciones de las viviendas, mejorar las estructuras tecnológicas y fomentar una mayor conciencia y responsabilidad social.

Además, es necesario llevar a cabo políticas en el ámbito académico y laboral específicas para la población femenina, ya que como se muestra en los capítulos dos y tres, el papel de la mujer trabajadora es importante para reducir las desigualdades de género e ingresos entre grupos sociales.

Las precarias condiciones que enfrentan las mujeres vulnerables en el mercado laboral están condicionadas en parte por la oportunidad desequilibrada de acceso a la educación superior. Esto afecta a sus ingresos y, en consecuencia, reduce su capacidad de negociación de poder dentro de la pareja. Las autoridades públicas deben aspirar a desarrollar políticas enfocadas en mejorar la independencia económica de las mujeres con el fin de mejorar la cohesión social y reducir los niveles de pobreza y vulnerabilidad que enfrentan las mujeres más desfavorecidas y los hogares donde viven.

En el ámbito académico, autores como Marchionni et al., (2019) sugieren continuar desarrollando políticas dirigidas a promocionar la corresponsabilidad en el hogar para vencer los estereotipos de género, incrementar la oferta de servicios de atención a través de la creación de centros de cuidado infantil y educación preescolar públicos y de calidad, y la creación de permisos de paternidad y maternidad distribuidos entre hombres y mujeres. Este tipo de políticas fomenta la incorporación de la mujer al mercado laboral y reduce su carga de trabajo en el hogar. Además de este tipo de políticas dirigidas a la conciliación y cuidado de los hijos, es necesario trabajar de manera más constante y decidida en implementar políticas enfocadas en mejorar el sistema de trabajo precario y la educación de las mujeres. Para ello hay que legalizar y fomentar la cotización a los sistemas de salud y pensiones para algunos tipos de trabajos como el servicio doméstico, flexibilizarlo promoviendo condiciones laborales dignas para las madres, equiparando la fuerza de trabajo femenino y el masculino en el mercado laboral e igualando las condiciones salariales entre hombres y mujeres. Además de fomentar la equitativa oportunidad de acceso educativo a los niveles más altos entre las mujeres.

El último informe publicado por ONU Mujeres para el año 2017, indica que de los 17 países de la región latinoamericana sólo Argentina, Bolivia, Colombia, Ecuador, Paraguay y Perú tienen implementadas políticas de igualdad salarial entre hombres y mujeres. Respecto a la no discriminación en la contratación por razón de género, sólo se han implementado políticas en Argentina, Brasil, Honduras, México, Uruguay y Venezuela. Estos datos dejan en evidencia la

necesidad de continuar trabajando en la búsqueda de una igualdad efectiva de género en la región latinoamericana.

En resumen los resultados de esta investigación sugieren que a diferencia de otros contextos industrializados, América Latina presenta unas características particulares que invitan a seguir estudiando la región. Algunas de estas peculiaridades se reflejan en los altos grados de homogamia educativa que tiene Latinoamérica pese a haber vivido una expansión educativa en las últimas décadas. Esto indica que en América Latina existen otros factores que influyen en la movilidad social y la creación de barreras sociales entre los grupos más ricos y el resto de la sociedad. Por otro lado, respecto a la influencia de los recursos de la pareja, a diferencia de lo encontrado en otros contextos, los resultados más significativos se observan en las familias con menos recursos. Las mujeres trabajan por necesidad económica y en unas condiciones más vulnerables que el resto de mujeres. En lo que respecta a la desigualdad de ingresos también se comprobó la influencia de la composición educativa en los ingresos. Por tanto, hay que seguir fomentando políticas que reduzcan las barreras sociales y mejoren las condiciones de las mujeres vulnerables. Así como continuar desarrollando investigaciones en esta temática en la región.

Limitaciones y futuras líneas de investigación

Si bien esta tesis tiene como objetivo determinar el efecto que la composición educativa de las parejas tiene sobre la estructura social latinoamericana, los resultados deben ser entendidos en el marco de las limitaciones propias de las fuentes de información, así como de las decisiones tomadas a la hora de realizar los diferentes estudios que componen esta tesis. Estas restricciones fueron indicadas en cada capítulo, pero se retoman a fin de tenerlas en cuenta en el alcance de las presentes conclusiones.

En el capítulo primero, una de las principales limitaciones fue trabajar con un gran número de países, así que las conclusiones y resultados que se obtienen son de carácter global y, aunque permiten tener una visión generalizada de la situación, no permiten entrar en las particularidades propias de cada país. A este hecho, se añade la ausencia de información censal relativa a las características educativas de los progenitores o el tipo de escuela público/privada a la que asistieron los individuos motivo de estudio.

Respecto al segundo capítulo, una limitación de la investigación está relacionada con el uso del concepto *ingreso promedio* de los hogares. Cuando realizamos la simulación de los diferentes escenarios en homogamia educativa, asumimos un ingreso promedio en los hogares, dentro de las diferentes categorías, y este hecho causa un sesgo en los resultados obtenidos, ya que no tenemos en cuenta otras características del hogar que afecten a los niveles de ingreso. Además, y al igual que en el caso del capítulo uno, la falta de información en las encuestas de hogares sobre la calidad de la educación dificulta las comparaciones de un país con otro en términos de calidad y retorno económico en el mercado laboral fruto de la educación alcanzada.

En el tercer capítulo, uno de los principales obstáculos tiene que ver con el hecho de trabajar con datos panel, aunque este tipo de datos permite seguir a las parejas a lo largo de diferentes períodos vitales, el no contar con información de la fecha exacta en la que sucedió el evento de entrada o salida del mercado laboral impide la aplicación de métodos continuos de “event-history”. Por otro lado, la ausencia de información demográfica de carácter retrospectivo, como puede ser la fecha de entrada en la unión o la transición al primer hijo, dificulta la realización de un análisis más completo de las dinámicas laborales de las parejas. Por último, otra limitación a nivel general es relativa a utilizar categorías educativas armonizadas, con el objetivo de hacer comparables los resultados entre naciones y a lo largo del tiempo. Aunque este hecho nos permite utilizar un mayor número de países en la investigación, en ciertas ocasiones se obvian divisiones importantes entre grupos educativos. Además, la comparabilidad en el tiempo entre niveles educativos genera un sesgo, ya que no es lo mismo hablar de personas sin escolaridad o con educación superior en los 80 que en la década de los 2000, los contextos y realidades sociales son diferentes en ambos períodos.

En términos de posibles líneas de investigación futuras, estas podrían enfocarse en identificar los factores que influyen en la formación de parejas y el aumento de la homogamia a lo largo del tiempo. Al centrarse en estos factores, los gobiernos podrían diseñar políticas públicas para reducir la desigualdad, reducir las barreras del matrimonio y crear oportunidades para los grupos más desfavorecidos. ¿es la educación previa de los progenitores lo que impulsa a buscar una pareja parecida? ¿es el tipo de escuela a la que se asiste? ¿es la calidad de la educación que se recibe? ¿son las condiciones económicas y laborales de la familia? ¿es la zona residencial en la que se ubica el hogar? Este tipo de preguntas no vienen recogidas en encuestas de hogares o censos, por lo que sería un reto combinar estudios de carácter cualitativo con cuantitativo. Además realizar este tipo de estudios combinados permitiría entender con mayor profundidad la dinámica del emparejamiento educativo y establecer que elemento al igual que la educación,

es un generador de desequilibrios con el fin de establecer políticas públicas que corrijan esas desviaciones.

BIBLIOGRAFÍA

- Aguilar Montes de Oca, Y. P., Valdez Medina, J. L., & González Arratia López Fuen, N. I. (2013). Satisfacción con los roles de género. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 15(4).
- Alvaredo, F., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., & Zucman, G. (2018). *World inequality report 2018*. Belknap Press.
- Anxo, D. (2002). Time allocation and the gender division of labour in France and Sweden. *Symposium France ILO, 2002*, 99–108.
- Arriagada, I. (2009). La diversidad y desigualdad de las familias latinoamericanas. *Revista Latinoamericana En Estudios de Familia*, 1(1), 9–21.
- Astelarra, J. (1990). *Participación política de las mujeres* (Vol. 109). CIS.
- Ballén Granados, K. P. (2012). “Ser hombre”: un acercamiento desde las representaciones sociales sobre masculinidad en jóvenes de Ciudad Bolívar y la configuración de sus subjetividades políticas.
- Bárcena, A. (2017). Mercado laboral, la llave para igualdad de las mujeres en América Latina y el Caribe. *Recuperado de <https://www.cepal.org/es/articulos/2017-mercadolaboral-la-llave-igualdad-mujeres-america-latina>*.
- Becker, G S. (1981). *1981 A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Becker, Gary S. (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81(4), 813–846. <http://www.jstor.org/stable/1831130>
- Benería, L. (2008). De la “armonía” a los “conflictos cooperativos”. La contribución de Amartya Sen a la Teoría de la unidad doméstica. *Araucaria*, 10(20).
- Bernardi, F. (1999). Does the Husband Matter?: Married Women and Employment in Italy. *European Sociological Review*, 15(3), 285–300. <http://www.jstor.org/stable/522732>
- Bernasco, W. (1994). *Coupled careers: The effects of spouse’s resources on success at work* (Vol. 23). Purdue University Press.
- Bernasco, W., de Graaf, P. M., & Ultee, W. C. (1998). Coupled Careers: Effects of Spouse’s Resources on Occupational Attainment in the Netherlands. *European Sociological Review*, 14(1), 15–31. <http://www.jstor.org/stable/522478>

- Bianchi, S. M., Milkie, M. A., Sayer, L. C., & Robinson, J. P. (2000). Is Anyone Doing the Housework? Trends in the Gender Division of Household Labor. *Social Forces*, 79(1), 191–228. <https://doi.org/10.2307/2675569>
- Blossfeld, H.-P. (2009). Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective. *Annual Review of Sociology*, 35(1), 513–530. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-070308-115913>
- Blossfeld, H.-P., & Timm, A. (2003). *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*. Springer Netherlands.
- Boertien, D., & Permanyer, I. (2019). Educational Assortative Mating as a Determinant of Changing Household Income Inequality: A 21-Country Study. *European Sociological Review*, 35(4), 522–537. <https://doi.org/10.1093/esr/jcz013>
- Bredemeier, C., & Juessen, F. (2013). Assortative Mating and Female Labor Supply. *Journal of Labor Economics*, 31(3), 603–631. <https://doi.org/10.1086/669820>
- Breen, R., & Andersen, S. H. (2012). Educational Assortative Mating and Income Inequality in Denmark. *Demography*, 49(3), 867–887. <https://doi.org/10.1007/s13524-012-0111-2>
- Breen, R., & Salazar, L. (2010). Has increased Women's Educational Attainment Led to Greater Earnings Inequality in the United Kingdom? A Multivariate Decomposition Analysis. *European Sociological Review*, 26(2), 143–157. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp011>
- Breen, R., & Salazar, L. (2011). Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States. *American Journal of Sociology*, 117(3), 808–843.
- Casique, I. (2008). Participación en el trabajo doméstico de hombres y mujeres en México . In *Papeles de población* (Vol. 14, pp. 173–200). scielomx .
- CASIQUE, I. (2000). Determinantes de la participación del esposo en el trabajo doméstico. *Ponencia Presentada En La VI Reunión Nacional de Investigación Demográfica En México, México*.
- Casique, R. I. (2000). *Power, autonomy and division of labor in Mexican dual-earner families*.
- Castro, E., García, G., & Badillo, E. (2011). La participación laboral de la mujer casada y su cónyuge en Colombia: Un enfoque de decisiones relacionadas . In *Lecturas de Economía* (pp. 171–201). scieloco .
- Castro, M. C., & Nevárez, J. B. (2015). Las crisis económicas y sus efectos en el mercado de trabajo, en la desigualdad y en la pobreza de México. *Contaduría y Administración*, 60, 219–249.
- CEPAL. (2018). *Panorama social de América Latina 2018. Informe anual*. CEPAL Santiago

de Chile.

- CEPAL, C. E. para A. L. y el C. (2019). *Panorama Social de América Latina 2019 [Internet]*.
- Cerrutti, M. (2000). Economic Reform, Structural Adjustment and Female Labor Force Participation in Buenos Aires, Argentina. *World Development*, 28(5), 879–891. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(99\)00163-1](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0305-750X(99)00163-1)
- Cerrutti, M., & Zenteno, R. (2000). Cambios en el papel económico de las mujeres entre las parejas mexicanas. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 15(1 (43)), 65–95. <http://www.jstor.org/stable/40315022>
- Chant, S. H. (1991). *Women and survival in Mexican cities: perspectives on gender, labour markets, and low-income households*. Manchester University Press.
- Chiroleu, A. (2013). Políticas públicas de Educación Superior en América Latina: ¿democratización o expansión de las oportunidades en el nivel superior? *Espacio Abierto* 22(2): 279–304.
- Cociña, M. (2017). *Desiguales: Orígenes, cambios y desafíos de la brecha social en Chile*. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Coleman, J. S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, 94, S95–S120. <http://www.jstor.org/stable/2780243>
- Coltrane, S. (1989). Household Labor and the Routine Production of Gender. *Social Problems*, 36(5), 473–490. <https://doi.org/10.2307/3096813>
- CONEVAL. (2012). *Informe de pobreza en México*. Consejo Nacional de Evaluación de La Política de Desarrollo Social. Informe de Pobreza En México.
- Cruces, G., & Gasparini, L. (2008). *A Distribution in Motion: The Case of Argentina* (CEDLAS, Working Papers). CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata. <https://econpapers.repec.org/RePEc:dls:wpaper:0078>
- De Hauw, Y., Grow, A., & Van Bavel, J. (2017). The Reversed Gender Gap in Education and Assortative Mating in Europe. *European Journal of Population*, 33(4), 445–474. <https://doi.org/10.1007/s10680-016-9407-z>
- de la Rocha, M. G. (1986). *Organización y reproducción de las unidades domésticas de la clase trabajadora en Guadalajara* (Vol. 6). Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social.
- de Oliveira, O., & García, B. (2012). Familia y trabajo: un recorrido por las diversas perspectivas de análisis. *Estudios Sociológicos*, 191–211.
- del Castillo, A., & Castillo, M. (2012). *Amar a Madrazos: El doloroso rostro de la violencia entre jóvenes*. Grijalbo.

- Dribe, M., & Nystedt, P. (2013). Educational Homogamy and Gender-Specific Earnings: Sweden, 1990--2009. *Demography*, 50(4), 1197–1216. <https://doi.org/10.1007/s13524-012-0188-7>
- Dubet, F. (2011). Repensar la Justicia Social contra el mito de la igualdad de oportunidades. *Buenos Aires: Siglo XXI Editores.*
- Durán Heras, M. A. (1986). *La jornada interminable.*
- Durán Heras, M. Á. (2006). *El valor del tiempo¿ cuántas horas te faltan al día?*
- Eika, L., Mogstad, M., & Zafar, B. (2019). Educational Assortative Mating and Household Income Inequality. *Journal of Political Economy*, 127(6), 2795–2835. <https://doi.org/10.1086/702018>
- England, P. (2010). The gender revolution: Uneven and stalled. *Gender & Society*, 24(2), 149–166.
- ENOE. (2019). *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), población de 15 años y más de edad.* <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Metadatos>
- Esping-Andersen, G. (2007). A New Welfare Equilibrium. *Spanish Translation Published in: Política y Sociedad*, 44(2), 11–30.
- Esping-Andersen, Gosta. (2009). *Incomplete revolution: Adapting welfare states to women's new roles.* Polity.
- Esteve, A. (2005). Tendencias en homogamia educacional en México: 1970-2000. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 341–362.
- Esteve, A., García-Román, J., & Permanyer, I. (2012). The Gender-Gap Reversal in Education and Its Effect on Union Formation: The End of Hypergamy? *Population and Development Review*, 38(3), 535–546. <http://www.jstor.org/stable/41857404>
- Esteve, A., López, L. Á., & McCaa, R. (2013). The educational homogamy gap between married and cohabiting couples in Latin America. *Population Research and Policy Review*, 32(1), 81–102. <https://doi.org/10.1007/s11113-012-9263-4>
- Esteve, A., & McCaa, R. (2007). Homogamia educacional en México y Brasil, 1970-2000: Pautas y tendencias. *Latin American Research Review*, 42(2), 56–85. <http://www.jstor.org/stable/4499370>
- Fernández, M. C. S.-M., Mora, M. T. T., Aguilar, C., Alonso, J. A., Blanco, M., Cano, G., Gamboa, J., González, S., Peña, F., Radkau, V., Rapold, D., Sánchez-Mejorada, M. C., Sandoval, E., Selva, B., Tarrés, M. L., Torres, M. T., & Zapata, F. (1991). COTIDIANIDAD Y MODALIDADES DE TRABAJO DE LAS MUJERES DE UNA COLONIA POPULAR. In V. Salles & E. Mc Phail (Eds.), *Textos y pre-textos* (1st,

- reimpre ed., pp. 167–200). El Colegio de Mexico. <https://doi.org/10.2307/j.ctv512zhz.11>
- Fernández, R., Guner, N., & Knowles, J. (2005). Love and Money: A Theoretical and Empirical Analysis of Household Sorting and Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, *120*(1), 273–344. <http://www.jstor.org/stable/25098737>
- Fujihara, S., & Uchikoshi, F. (2019). Declining association with persistent gender asymmetric structure: patterns and trends in educational assortative marriage in Japan, 1950–1979. *Research in Social Stratification and Mobility*, *60*, 66–77. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.rssm.2018.12.001>
- Fukuda, S., Yoda, S., & Mogi, R. (2019). Educational Assortative Mating in Japan: Evidence from the 1980-2010 Census. Working Paper Series. *IPSS Working Paper Series No.29, National Institute of Population and Social Security Research.*, *24*(1), 75–75. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629x.1984.tb00054.x>
- Fuller, N. (2001). Masculinidades. Cambios y permanencias. *Lima: Pontificia Universidad Católica de Perú Fondo Editorial.*
- García Guzmán, B., & Olivera, O. de. (1994). *Trabajo femenino y vida familiar en México* (Issue 305.4372 G3).
- Gobierno de Colombia, D. N. P. (2019). *Bases del plan nacional de desarrollo 2018-2022: pacto por Colombia, pacto por la equidad.* Bogota.
- Gonalons-Pons, P., & Schwartz, C. R. (2017). Trends in Economic Homogamy: Changes in Assortative Mating or the Division of Labor in Marriage? *Demography*, *54*(3), 985–1005. <https://doi.org/10.1007/s13524-017-0576-0>
- Gracia, E., & Herrero, J. (2006). Public attitudes toward reporting partner violence against women and reporting behavior. *Journal of Marriage and Family*, *68*(3), 759–768.
- Granovetter, M. (2018). *Getting a job: A study of contacts and careers.* University of Chicago press.
- Greenwood, J., Guner, N., Kocharkov, G., & Santos, C. (2014). Marry your like: Assortative mating and income inequality. *American Economic Review*, *104*(5), 348–353. <https://doi.org/10.1257/aer.104.5.348>
- Grotti, R., & Scherer, S. (2016). Does gender equality increase economic inequality? Evidence from five countries. *Research in Social Stratification and Mobility*, *45*, 13–26. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.rssm.2016.06.001>
- Gullickson, A., & Torche, F. (2014). Patterns of Racial and Educational Assortative Mating in Brazil. *Demography*, *51*(3), 835–856. <https://doi.org/10.1007/s13524-014-0300-2>
- Henz, U., & Sundström, M. (2001). Partner Choice and Women's Paid Work in Sweden. The Role of Earnings. *European Sociological Review*, *17*(3), 295–316.

<https://doi.org/10.1093/esr/17.3.295>

Hernández Limonchi, M. del P., & Ibarra Uribe, L. M. (2019). Conciliación de la vida familiar y laboral. Un reto para México . In *Iztapalapa. Revista de ciencias sociales y humanidades* (Vol. 40, pp. 159–184). scielomx .

HERNÁNDEZ, M. (2018). PÉRDIDA ACUMULADA DE 80% DEL PODER ADQUISITIVO. ANÁLISIS DE LA FACULTAD DE ECONOMÍA DE 30 AÑOS. *Gaceta UNAM (2010-2019)*, 4931, 6.

Hidalgo, P. H. (2017). Brechas de desigualdad en México. *Pluralidad y Consenso*, 7(31), 192–197.

Hirschfeld, G. (2016). *TIEMPOS DE CAMBIO EN LATINOAMÉRICA*.
<https://www.expansion.com/actualidadeconomica/2016/01/11/56938f7422601dbc348b45e5.html>

Horbath, J. E., & Gracia, A. (2014). Discriminación laboral y vulnerabilidad de las mujeres frente a la crisis mundial en México . In *Economía, sociedad y territorio* (Vol. 14, pp. 465–495). scielomx .

Humphries, J., & Sarasúa, C. (2012). Off the Record: Reconstructing Women’s Labor Force Participation in the European Past. *Feminist Economics*, 18(4), 39–67.
<https://doi.org/10.1080/13545701.2012.746465>

Iammarino, S., Rodriguez-Pose, A., & Storper, M. (2019). Regional inequality in Europe: Evidence, theory and policy implications. *Journal of Economic Geography*, 19(2), 273–298. <https://doi.org/10.1093/jeg/lby021>

INE. (2019). *Tasas de paro por distintos grupos de edad, sexo y comunidad autónoma*.
<https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=4247>

INEC (2016). Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples. Datos cedidos por el instituto bajo petición.

INEGI. (2020). *Unemployment rate*. <https://en.www.inegi.org.mx/temas/empleo/>

Kalmijn, M. (1991a). Shifting Boundaries: Trends in Religious and Educational Homogamy. *American Sociological Review*, 56(6), 786. <https://doi.org/10.2307/2096256>

Kalmijn, M. (1991b). Status Homogamy in the United States. *American Journal of Sociology*, 97(2), 496–523. <https://doi.org/10.1086/229786>

Kalmijn, M. (1994). Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status. *American Journal of Sociology*, 100(2), 422. <https://doi.org/10.1086/230542>

Kalmijn, M. (1998). INTERMARRIAGE AND HOMOGAMY: Causes, Patterns, Trends. *Annu. Rev. Sociol*, 24, 395–421.

- KAMO, Y. (1988). Determinants of Household Division of Labor: Resources, Power, and Ideology. *Journal of Family Issues*, 9(2), 177–200.
<https://doi.org/10.1177/019251388009002002>
- Katz, E. G. (1995). Gender and trade within the household: Observations from rural guatemala. *World Development*, 23(2), 327–342.
[https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0305-750X\(94\)00118-I](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0305-750X(94)00118-I)
- Kugler, A. D. (2003). Employee referrals and efficiency wages. *Labour Economics*, 10(5), 531–556.
- Leija, H. C., García, A. T., & Lugo, D. C. (2018). Efectos del capital social en el empleo en México. *Revista de Economía Institucional*, 20(38 SE-Artículos).
<https://doi.org/10.18601/01245996.v20n38.11>
- Lever, L. V. (2016). Educación superior, movilidad social y desigualdades interdependientes. *Universidades*, 68, 51–64.
- Levi, G. (2010). Familias, jerarquización y movilidad social. Nuevas perspectivas. *Familias, Jerarquización y Movilidad Social*, 9–18.
- Lopez-Calva, L., & Lustig, N. (2009). The Recent Decline of Inequality in Latin America: Argentina, Brazil, Mexico and Peru. *ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality, Working Papers*.
- López-Ruiz, L., Esteve, A., & Cabré, A. (2009). Uniones consensuales y matrimonios en América Latina: ¿dos patrones de homogamia educativa? . In *Papeles de población* (Vol. 15, pp. 9–40). scielomx .
- López Ruiz, L. A., Esteve i Palós, A., & Cabré i Plá, A. (2008). Distancia social y uniones conyugales en América Latina. *Revista Latinoamericana De Población*, 1(2), 47-71.
- Lucas, S. (2001). Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology*, 106(6), 1642–1690.
<https://doi.org/10.1086/321300>
- Lustig, N. (1990). Economic crisis, adjustment and living standards in Mexico, 1982–85. *World Development*, 18(10), 1325–1342.
- Marchionni, M., Gluzmann, P., Serrano, J., & Bustelo, M. (2019). *Participación laboral femenina en México y Perú: ¿ Qué explica las diferencias?* (Vol. 636). Inter-American Development Bank.
- Mare, R. D. (1991). Five Decades of Educational Assortative Mating. *American Sociological Review*, 56(1), 15–32. <https://doi.org/10.2307/2095670>
- Marteleto, L., Gelber, D., Hubert, C., & Salinas, V. (2012). Educational Inequalities among Latin American Adolescents: Continuities and Changes over the 1980s, 1990s and

- 2000s. *Research in Social Stratification and Mobility*, 30(3), 352–375.
<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.rssm.2011.12.003>
- MARTÍN, T. C. (2002). Consensual Unions in Latin America: Persistence of a Dual Nuptiality System. *Journal of Comparative Family Studies*, 33(1), 35–55.
<http://www.jstor.org/stable/41603790>
- Martínez Jasso, I., & Acevedo Flores, G. J. (2004). La brecha salarial en México con enfoque de género: capital humano, discriminación y selección muestral. *Ciencia Uanl*, 7(1).
- Mazzeo, V. (2011). ¿Existe homogamia educativa en la elección del cónyuge? *Población de Buenos Aires*, 8(14), 71–80. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=74022072005>
- McCall, L., & Percheski, C. (2010). Income Inequality: New Trends and Research Directions. *Annual Review of Sociology*, 36(1), 329–347.
<https://doi.org/10.1146/annurev.soc.012809.102541>
- Minnesota Population Center. (2018). *Integrated Public Use Microdata Series -International: Version 7.1*. Minneapolis, MN: IPUMS, 2018. <https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>.
- ONU., Mujeres (2017). El progreso de las mujeres en América Latina y el Caribe 2017. *Transformar Las Economías Para Realizar Los Derechos*.
- Mundial, B. (2017). Datos de libre acceso del Banco Mundial. *Recuperado de: https://datos.bancomundial.org/indicador/SP.DYN.LE00.IN*.
- Oliveira, O. de, & Ariza, M. (2002). Transiciones familiares y trayectorias laborales femeninas en el México urbano. *Cadernos Pagu*, 17–18, 339–366.
- Oppenheimer, V. K. (1988). A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*, 94(3), 563–591. <https://doi.org/10.1086/229030>
- Organización de las Naciones Unidas. (2017). Mujeres: las más perjudicadas por el desempleo. *Revista CEPAL*, 22, 1–2. <http://www.cepal.org/es/areas-de-trabajo/asuntos-de-genero>
- Ottone, E., Sojo, A., & CEPAL, N. U. (2007). *Cohesión social: inclusión y sentido de pertenencia en América Latina y el Caribe*.
- Pagnini, D. L., & Morgan, S. P. (1990). Intermarriage and Social Distance Among U.S. Immigrants at the Turn of the Century. *American Journal of Sociology*, 96(2), 405.
<https://doi.org/10.1086/229534>
- Pittman, J. F., & Blanchard, D. (1996). The Effects of Work History and Timing of Marriage on the Division of Household Labor: A Life-Course Perspective. *Journal of Marriage and Family*, 58(1), 78–90. <https://doi.org/10.2307/353378>
- PULLUM, T. W., & PERI, A. (1999). A multivariate analysis of homogamy in Montevideo, Uruguay. *Population Studies*, 53(3), 361–377. <https://doi.org/10.1080/00324720308086>

- Qian, Z. (1998). Changes in Assortative Mating: The Impact of Age and Education, 1970-1990. *Demography*, 35(3), 279. <https://doi.org/10.2307/3004036>
- Quilodrán, J. & Sosa, V. (2004). El emparejamiento conyugal: una dimensión poco estudiada de la formación de las parejas. *Imágenes de La Familia En El Cambio de Siglo, México, D.F., Instituto de Investigaciones Sociales (IIS), Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM)*.
- Quilodrán, Julieta. (2003). La familia, referentes en transición . In *Papeles de población* (Vol. 9, pp. 51–82). scielomx .
- Reyes, R. M. (2008). *Violencia de género en las relaciones de pareja en las (los) jóvenes estudiantes de la Universidad Pedagógica Nacional: una propuesta pedagógica: taller: noviazgo sin violencia. Novio... lencia*. UPN-Ajusco.
- Ribeiro, C. A. C. (2011). Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil . In *Dados* (Vol. 54, pp. 41–87). scielo .
- Rivero, E., & Hernández, A. (2014). Rivero, E., & Hernández, A. (2014). No todo el tiempo es igual: variaciones en los patrones de uso del tiempo en México. B. García y E. Pacheco (coords.),. *Uso Del Tiempo y Trabajo No Remunerado En México*, 221-262.
- Rodríguez, J. (2005). Unión y Cohabitación en América Latina: Modernidad, Exclusión, Diversidad? In *Serie. Población (Ed.), y Desarrollo. Santiago de Chile: CELADE*.
- Rodríguez, S. (2018). Afinidades electivas en Argentina: un análisis de homogamia y heterogamia educativa. *Laboratorio*, 28.
- Rodríguez, S. A. (2016). Selección de parejas y estratificación social: hacia una agenda de investigación . In *Estudios sociológicos* (Vol. 34, pp. 169–190). scielomx .
- Rose, E. (2004). *Education and Hypergamy in Marriage Markets*. 48.
- Rosenfeld, M. J. (2008a). Racial, Educational and Religious Endogamy in the United States: A Comparative Historical Perspective. *Social Forces*, 87(1), 1–31. <https://doi.org/10.1353/sof.0.0077>
- Rosenfeld, M. J. (2008b). Racial, Educational and Religious Endogamy in the United States: A Comparative Historical Perspective. *Social Forces*, 87(1), 1–31. <https://doi.org/10.1353/sof.0.0077>
- S.Torrado. (2003). “La pareja (Nupcialidad)”, en S. Torrado, *Historia de la familia en la Argentina moderna (1870-200)*, Buenos Aires, Ediciones de la Flor.
- Salinas, U. V. (2018). Hacia la medición del riesgo de disolución del matrimonio en Chile. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 33(3), 769-798. <https://Dx.Doi.Org/10.24201/Edu.V33i3.1720>.
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. (2005). Trends in Educational Assortative Marriage from

- 1940 to 2003. *Demography*, 42(4), 621–646. <https://doi.org/10.1353/dem.2005.0036>
- Schwartz, C. R. (2010). Pathways To Educational Homogamy in Marital and Cohabiting Unions. *Demography*, 47(3), 735–753.
- Schwartz, C. R. (2013). Trends and Variation in Assortative Mating: Causes and Consequences. *Annual Review of Sociology*, 39(1), 451–470. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071312-145544>
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. (2005). Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003. *Demography*, 42(4), 621–646. <https://doi.org/10.1353/dem.2005.0036>
- Smits, J., Ultee, W., & Lammers, J. (1998). Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables. *American Sociological Review*, 63(2), 264. <https://doi.org/10.2307/2657327>
- Solís, P. (2013). Desigualdad vertical y horizontal en las transiciones educativas en México. *Estudios Sociológicos*, 31, 63–95. <http://www.jstor.org/stable/43202534>
- Solís, P., Pullum, T. W., & Bratter, J. (2007). Homogamy by Education and Migration Status in Monterrey, Mexico: Changes and Continuities over Time. *Population Research and Policy Review*, 26(3), 279–298. <http://www.jstor.org/stable/40230977>
- Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374. <https://doi.org/10.2307/1882010>
- Spijker, J., Esteve, A., & Lopez-Ruiz, Lk. A. (2013). Disentangling how educational expansion did not increase women’s age at union formation in Latin America from 1970 to 2000. *Demographic Research*, 28(3), 63. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2013.28.3>
- Sundström, M., & Duvander, A.-Z. E. (2002). Gender Division of Childcare and the Sharing of Parental Leave among New Parents in Sweden. *European Sociological Review*, 18(4), 433–447. <http://www.jstor.org/stable/3559546>
- Tedesco, J. C. (2017). Educación y desigualdad en América Latina y el Caribe. Aportes para la agenda post 2015 . In *Perfiles educativos* (Vol. 39, pp. 206–224). scielomx .
- Torche, F. (2005). Unequal But Fluid: Social Mobility in Chile in Comparative Perspective. *American Sociological Review*, 70(3), 422–450. <https://doi.org/10.1177/000312240507000304>
- Torche, F. (2008). Movilidad intergeneracional en México: Primeros resultados de la encuesta ESRU de movilidad social en México. *Documento de Trabajo, New York University*. Disponible En: <Http://Www.Movilidadsocial.Org/Content/Estudios>. Citado Con Autorización de La Autora.
- Torche, F. (2010). Educational assortative mating and economic inequality: A comparative analysis of three Latin American countries. *Demography*, 47(2), 481–502.

<https://doi.org/10.1353/dem.0.0109>

- Torche, F. (2014). Movilidad Intergeneracional y Desigualdad: El Caso Latinoamericano. *Annual Review of Sociology*, 40(1), S2-1-S2-25. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-062215-092006>
- Van Der Lippe, T., & Siegers, J. J. (1994). Division of household and paid labour between partners: effects of relative wage rates and social norms. *Kyklos*, 47(1), 109–136.
- Verbakel, E., & De Graaf, P. M. (2009). Partner effects on labour market participation and job level: opposing mechanisms. *Work, Employment and Society*, 23(4), 635–654.
- Wial, H. (1991). Getting a good job: Mobility in a segmented labor market. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 30(3), 396–416.
- Wolf, D. L. (1990). Daughters, Decisions and Domination: An Empirical and Conceptual Critique of Household Strategies. *Development and Change*, 21(1), 43–74. <https://doi.org/10.1111/j.1467-7660.1990.tb00367.x>
- World Bank. (2019). *GINI index (World Bank estimate) - Mexico*. <https://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI?locations=MX>
- World Bank. (2020). *Labor force participation rate, female*. <https://data.worldbank.org/indicator/SL.TLF.CACT.FE.ZS>
- Zenteno, R., & Solís, P. (2006). Continuidades y discontinuidades de la movilidad ocupacional en México . In *Estudios demográficos y urbanos* (Vol. 21, pp. 515–546). scielomx .