



Revista Latinoamericana de Población

ISSN: 2175-8581

[alap.revista@alapop.org](mailto:alap.revista@alapop.org)

Asociación Latinoamericana de Población  
Organismo Internacional

Solís, Patricio; Brunet, Nicolás  
Estructuración por edad del proceso de estratificación social en México  
Revista Latinoamericana de Población, vol. 7, núm. 13, 2013, pp. 29-59  
Asociación Latinoamericana de Población  
Buenos Aires, Organismo Internacional

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323830085002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica  
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# Estructuración por edad del proceso de estratificación social en México

*Age Structuring of the Social Stratification Process in Mexico*

Patricio Solís  
*El Colegio de México*

Nicolás Brunet  
*El Colegio de México*

## Resumen

En este artículo analizamos la forma en que la edad modula la asociación entre los orígenes socioeconómicos familiares y tres resultados del proceso de estratificación social (la asistencia escolar, los años de escolaridad y el *status* ocupacional). Partiendo del modelo clásico del proceso de estratificación social de Blau y Duncan, proponemos adaptarlo para hacer observables los efectos del tiempo individual y del contexto histórico y controlar por posibles mediaciones asociadas a la composición sociodemográfica del hogar. Los resultados, sobre la base de datos longitudinales de México, muestran que efectivamente los efectos del origen familiar se encuentran mediados por la edad, de modo que existe una “estructuración por edad” del proceso de estratificación social. Esas mediaciones pueden responder a patrones “acumulativos” o “transicionales” con implicaciones analíticas disímiles y significativas variaciones entre cohortes de nacimiento. Esto nos lleva a resaltar la importancia de incorporar la perspectiva del curso de vida a los estudios de transmisión intergeneracional de la desigualdad.

**Palabras clave:** curso de vida, desigualdad social, estratificación social, educación, México.

## Abstract

In this paper we analyze the ways in which the association between family socioeconomic background and three outcomes of the social stratification process (school attendance, educational attainment, and occupational status) are modulated by age. We adapt Blau and Duncan's classic model of attainment to incorporate variations by individual time and historical context, as well as the possible effects of the demographic composition of the household. Our results, based on longitudinal data from Mexico, show that the effects of family background are indeed mediated by age, thus reflecting an “age structuring” of the social stratification process. Age effects reflect either “cumulative” or “transitional” patterns with different analytical implications, as well as important variations among birth cohorts. This leads us to highlight the importance of incorporating the life course perspective to studies on the intergenerational transmission of social inequality.

**Keywords:** life course, social inequality, social stratification, education, México.

## Introducción

El análisis longitudinal constituye un instrumento clave para la comprensión de los procesos de reproducción intergeneracional de la desigualdad social. La tradición sociológica de estudios sobre el llamado “proceso de estratificación social” destacó tempranamente este aspecto mediante la utilización implícita de esquemas longitudinales, donde factores asociados a los orígenes sociales familiares en el tiempo  $t$ , como el nivel educativo y ocupacional de los padres, permitían explicar los destinos educativos y laborales alcanzados por las personas en un tiempo posterior  $t+n$  (Blau y Duncan, 1967).

La aplicación de este modelo permitió una mejor representación de la dimensión intergeneracional de reproducción de la desigualdad social, enfatizando su naturaleza procesual y longitudinal. No obstante, sugerimos que estos estudios, así como una parte importante de los análisis posteriores que derivan de esta tradición, han enfrentado dos restricciones importantes.

En primer lugar, la *dinámica etaria* del proceso de estratificación social ha sido poco estudiada. Paradójicamente, dicho déficit tiene escasa correspondencia con la importancia atribuida a la/s edad/es como objeto sociológico por mérito propio (Marshall y Mueller, 2003: 5) y como eje de la estratificación social (Riley, 1987). Más que desnudo indicador del desarrollo biológico de los individuos –cuya importancia tampoco debe ser desmerecida–, la edad se reviste de significado social en tanto se constituye en un criterio socialmente aceptado para la adjudicación de roles sociales diversos y, por lo tanto, en un factor de inclusión y exclusión social. En este sentido, en lugar de referirse a un proceso de diferenciación “natural”, la dinámica etaria de la estratificación social nos remite a una discusión más amplia sobre la estructuración social de los cursos de vida en las sociedades contemporáneas, discusión que adquiere aún más relevancia en sociedades altamente desiguales como las latinoamericanas.

En segundo lugar, el análisis del proceso de estratificación social ha sido criticado frecuentemente por su incapacidad para “dar contexto social” a sus resultados. La descontextualización se ha planteado tanto en términos macrosociales, es decir, en la falta de referencia al entorno institucional más amplio en el que tiene lugar la “adquisición de *status*”, como en términos microsociales, refiriéndose principalmente al poco desarrollo de explicaciones que tomen en cuenta los efectos de los entornos familiares, residenciales y escolares más inmediatos sobre los logros educativos y ocupacionales. Estas críticas han llevado a una renovación de los estudios de estratificación social, que buscan justamente incorporar la trama histórica, económica, institucional, y hasta cultural al análisis de los procesos de logro y los patrones de movilidad social (Ganzeboom, Treiman y Ultee, 1991; Kerckhoff, 1995 y 2001; Treiman y Ganzeboom, 2000; Blossfeld *et al.*, 2005; DiPrete, 2002). No obstante, creemos que incluso estas nuevas aportaciones hacen poco énfasis en la importancia de la edad como eje de la estratificación social, así como en la forma en que factores de contexto macrosocial asociados al cambio histórico alteran los patrones etarios de desigualdad social.

Proponemos que una actualización del enfoque clásico del proceso de estratificación social de Blau y Duncan puede contribuir a zanjar esta omisión. Esta actualización consiste en otorgar mayor énfasis a la dinámica por edad de dicho proceso, así como a los factores de contexto micro y macro que podrían llevar a alterar o modificar la asociación entre la edad y el logro educativo y ocupacional. Para ello, en este artículo analizamos la dinámica etaria de la desigualdad en tres marcadores clave del logro socioeconómico de las personas en México: (i) *la asistencia escolar*; (ii) *el logro educativo*, y (iii) *el logro ocupacional*. Nos concentramos en los efectos de los orígenes socioeconómicos familiares, pero buscamos contextualizar estos efectos por sus posibles mediaciones sociodemográficas y sus variaciones en el tiempo histórico.

El contenido de este trabajo se organiza del siguiente modo. En las siguientes dos secciones partimos de la discusión sobre las limitaciones del modelo clásico del proceso de estratificación social de Blau y Duncan, para luego realizar una propuesta de actualización de este modelo, especificar qué clase de efectos puede tener la edad sobre la desigualdad de oportunidades educativas y ocupacionales y terminar formulando una serie de preguntas que guiarán nuestro trabajo empírico. Luego describimos la metodología, con énfasis en la fuente de datos, las variables y los modelos utilizados. A continuación se reseñan los resultados que, en la sección final, se discuten en función de las preguntas de investigación formuladas originalmente.

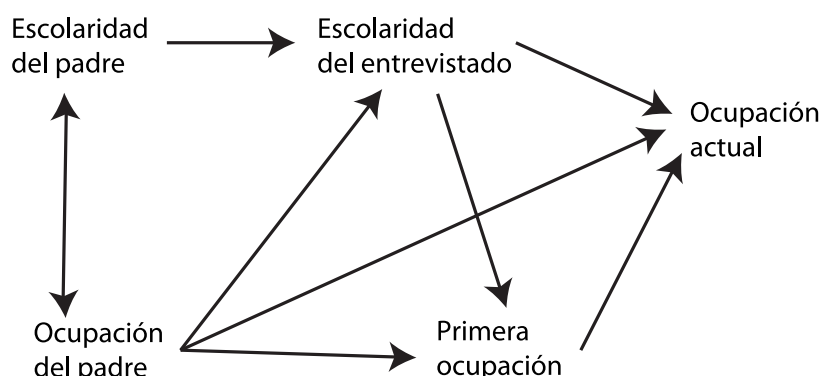
## El modelo de Blau y Duncan y sus limitaciones

En su análisis clásico del proceso de estratificación social, Blau y Duncan (1967) lograron integrar en un sistema de ecuaciones, sencillo pero muy sugerente, un modelo explicativo en el que se establecen las principales relaciones entre los orígenes sociales y los destinos socioeconómicos de las personas (Figura 1). El modelo postula una asociación “en sentido causal”<sup>1</sup> entre las características socioeconómicas de la familia de origen (representadas por la ocupación y escolaridad del padre), los logros iniciales de *ego* (escolaridad y *status* del primer trabajo) y el logro final de *ego* (*status* ocupacional final).

Este modelo incorpora una perspectiva longitudinal implícita, ya que asume un ordenamiento temporal que tiene como punto de partida las circunstancias familiares en las cuales *ego* tuvo su socialización inicial, transcurre hacia un punto intermedio de transición entre escuela y trabajo y finaliza con la situación socioeconómica actual. El modelo no solo ha sido un referente clave de la investigación sociológica sobre estratificación social a lo largo de las últimas décadas, sino que también constituyó uno de los pilares sobre los que se construyó el enfoque que terminó siendo la perspectiva analítica del curso de vida (Elder, 1992; Marshall y Mueller, 2003).

1 Tal como lo establecieron Blau y Duncan, desde el punto de vista de la estimación estadística, su modelo no equivale a una inferencia causal. Desde un punto de vista teórico, permite establecer hipótesis con aspiraciones causales, que luego deben ser establecidas mediante la utilización de métodos más específicos.

Figura 1  
Modelo básico del proceso de estratificación social



Fuente: Blau y Duncan, 1967.

Eventualmente, a pesar de su poder heurístico y de su enorme influencia inicial, resultaron evidentes algunas de las limitaciones del modelo de Blau y Duncan y sus refinamientos posteriores, como la variación de “Wisconsin”.<sup>2</sup> Algunas de estas limitaciones se vinculan a la técnica estadística que le acompañaba (el análisis de senderos o *path analysis*), que, entre otras restricciones, solo permite la incorporación de variables de intervalo o razón, impidiendo así la inclusión de indicadores categóricos relevantes para el proceso de estratificación social. Pero los problemas más serios son de carácter sustantivo. A los fines de este trabajo destacamos dos.

El primer problema es que, a pesar de ser intrínsecamente longitudinal, el modelo resulta demasiado rígido para incorporar explícitamente los “efectos edad” y, por lo tanto, el carácter dinámico en el curso de vida de los procesos de logro educativo y ocupacional. Con respecto a los “efectos edad”, desde los trabajos clásicos sobre la estratificación por edad (Riley, 1987; Riley, Johnson y Foner, 1972), hasta las discusiones más recientes sobre los procesos de “(des)institucionalización” y “(des)estandarización” del curso de vida (Brückner y Ulrich Mayer, 2005; Kohli, 2007), se ha sostenido que, en sociedades altamente diferenciadas, los criterios de acceso o exclusión de los individuos a determinadas instituciones y roles sociales se encuentran regulados –formal o informalmente– por la edad. Pensemos, por ejemplo, cómo los sistemas escolares construyen una “normatividad socioetaria” para el curso de vida: imprimen pautas cronológicas de acceso y salida a los distintos niveles educativos; sugieren patrones de “deseabilidad” de roles y actividades para distintas edades; y, finalmente, marcan el ritmo de incorporación de las personas al mercado de trabajo. La asignación social de roles por edades –o al menos

2 Tras incorporar factores psicosociales implicados en el proceso de estratificación social, el modelo o variante de “Wisconsin” (Sewell, Haller y Porter, 1969; Sewell, Haller y Ohlendorf, 1970; Sewell y Hauser, 1972) aportó incrementos importantes en la varianza explicada del modelo original de Blau y Duncan (Hernández de Frutos, 1993).

por *temporalidad*– se reproduce en otras instituciones sociales, como los mercados de trabajo, los sistemas de previsión social, etcétera.

Esto lleva a pensar que los efectos de los orígenes socioeconómicos familiares sobre los resultados educativos y ocupacionales pueden estar fuertemente modulados por la edad. Un ejemplo es la desigualdad por orígenes sociales en la asistencia escolar en el México actual. La casi universalización de la cobertura de la educación primaria ha sido propiciada por políticas de Estado que imponen una edad fija de ingreso a la escuela primaria (los seis años) así como la asistencia obligatoria de los niños a la escuela hasta completar este nivel educativo (a los 11 o 12 años de edad). Esta “política de edad” de la asistencia escolar implica no solo el desarrollo de la infraestructura necesaria para atender la demanda (construcción de escuelas, contratación de maestros, etc.), sino también un fuerte esfuerzo de concientización y reforzamiento que ha convertido en una norma social el ingreso a la escuela a los seis años y la permanencia en la misma al menos hasta terminar la primaria. Como veremos más adelante, esta institucionalización de las edades de asistencia escolar obligatoria durante la primaria ha propiciado que en estas edades la desigualdad por orígenes sociales en las tasas de asistencia se reduzca dramáticamente, desplazándose hacia edades posteriores, en las cuales la asistencia escolar no es obligatoria. En otras palabras, en tanto la institucionalización de la asistencia escolar varía por edad, es previsible que la desigualdad por orígenes sociales en la asistencia escolar también lo haga.

El problema con el modelo de Blau y Duncan es que, al restringir la mirada a tres momentos en el tiempo (origen, primer trabajo, destino) y, por lo tanto, al no incorporar la edad de *ego* en el análisis, carece del calado necesario para dar cuenta de los efectos moduladores de la edad.

En segundo lugar, las aplicaciones del modelo de Blau y Duncan suelen presentar un déficit de contextualización. En pocas palabras, omiten considerar diversos factores macro y micro que pueden tener efectos importantes sobre los destinos educativos y ocupacionales de las personas. Por el lado macrosocial, suelen dejar de lado el “principio del tiempo y del lugar” de la perspectiva del curso de vida (Elder, Kirkpatrick y Crosnoe, 2003). Es decir, no consideran el hecho de que el cambio histórico en factores estructurales y las modificaciones de las instituciones que regulan el acceso a las oportunidades (ampliación de la escolaridad, expansión o contracción del Estado de Bienestar, transformaciones globales en el mercado de trabajo, etc.) condicionan el logro educativo y ocupacional de las personas.

Esta crítica parece acertada en tanto el objetivo del modelo es describir las relaciones sociales endógenas al proceso de estratificación social, antes que las propiedades sociales agregadas de los sistemas de estratificación. En parte como resultado de esta detracción, a partir de finales de los años setenta, el campo de los estudios de estratificación social experimentó un giro hacia una perspectiva de corte más estructural, centrada en el análisis de la tabla de movilidad social, los modelos loglineales y la identificación de los patrones societales de asociación entre orígenes y destinos de clase (Treiman y

Ganzeboom, 2000). Aunque este giro ha derivado en significativas aportaciones a los estudios sociológicos de estratificación social (Hout y DiPrete, 2006), contribuye poco al entendimiento de los procesos de logro educativo y ocupacional a escala individual. Paradójicamente, esta limitación, propia de los análisis basados en tablas de movilidad, constituyó el foco de la perspectiva inaugurada por Blau y Duncan y una de sus fortalezas medulares (Treiman y Ganzeboom, 2000).

Por otro lado, el modelo está débilmente equipado para captar entrelazamientos en el curso de vida. Junto con la ausencia de contextualización “macro”, mengua otros dos rudimentos básicos de la perspectiva del curso de vida: el principio de “vidas entrelazadas” (Elder, Kirkpatrick y Crosnoe, 2003) y la noción según la cual transiciones y eventos que se experimentan en un dominio de la vida tienen consecuencias de largo plazo, cuya sombra se extiende a otros dominios del curso de vida (Kerckhoff, 2002: 251). De acuerdo con estos principios, las personas viven sus vidas de modo interdependiente, y las influencias sociohistóricas se transmiten a través de las redes compartidas en la familia y otros ámbitos, de modo que una trayectoria educativa u ocupacional no está únicamente determinada por la estructura de oportunidades o los orígenes socioeconómicos, sino también por las restricciones y oportunidades que derivan del papel que juegan los individuos en esos grupos sociales o instituciones “intermedias”, entre los que destaca la familia, los grupos de pares y la escuela.

En ese sentido, aunque el modelo de Blau y Duncan reconoce implícitamente los efectos de las circunstancias familiares a través de medidas de la posición socioeconómica de la familia de origen, no permite visualizar determinaciones de otros factores asociados al “tiempo familiar”, como la composición sociodemográfica del hogar y la posición específica de *ego* en la familia.

34

Año 7  
Número 13  
Julio/  
diciembre  
2013

## Hacia un modelo con temporalidad y contexto

Estas y otras limitaciones<sup>3</sup> llevaron a una actualización del modelo de Blau y Duncan hacia enfoques analíticos y empíricos más flexibles. Una de las principales tendencias ha sido la adopción del análisis de historia de eventos como herramienta para estudiar las transiciones educativas y ocupacionales (Rosenfeld, 1992; Solís y Billari, 2002; Blossfeld *et al.*, 2005; Castro Méndez y Gandini, 2008; Mayer, 2009; Giorguli, 2011; Solís, 2012).

No obstante sus múltiples aportaciones, el análisis de historia de eventos también tiene limitaciones, de las cuales destacamos dos. La primera es que, salvo excepciones, en la aplicación de modelos de regresión de historia de eventos los “efectos edad” juegan un papel marginal. Suele ocurrir, más como norma que como excepción, que la edad (o la

3 Para una revisión más extensa de las críticas al modelo, véase Hernández de Frutos, 1993.

“duración”) es vista solo como un control estadístico y no como una variable sustantiva.<sup>4</sup> La segunda es que el análisis de historia de eventos es útil para analizar transiciones y no estados. Aunque existe una relación lógica entre una transición (por ejemplo, salir de la escuela) y un estado (asistir o no a la escuela), cuando estudiamos los procesos de logro educativo y ocupacional buscamos frecuentemente identificar los determinantes de la desigualdad en los estados (o en niveles de otras variables continuas, por ejemplo el nivel de escolaridad), más que en las transiciones.

No es nuestra intención afirmar que estas limitaciones invaliden la utilidad del análisis de historia de eventos como herramienta para estudiar el proceso de estratificación social. Tan solo enfatizamos que, para avanzar en la identificación de los efectos de la edad y del contexto sobre la desigualdad en los resultados educativos y ocupacionales, puede ser útil adoptar estrategias alternativas. Una posible estrategia es rescatar el planteamiento básico del modelo clásico de Blau y Duncan e introducirle variantes que nos permitan hacer observables estos efectos.

Este es el camino que aquí desarrollamos. Para ello, proponemos tres adecuaciones al modelo clásico: a) analizar los efectos de los orígenes sociales familiares sobre los resultados educativos y ocupacionales a distintas edades, de modo que podamos identificar en qué medida las desigualdades se encuentran efectivamente estructuradas por la edad; b) controlar los efectos de contexto “micro” mediante la incorporación de variables de control asociadas a la composición demográfica de los hogares de los entrevistados; y c) aproximarnos a los efectos de contexto “macro” mediante el análisis de cohortes, enfatizando cómo los efectos edad descritos en el inciso a) varían en el tiempo histórico, es decir, en función de las circunstancias sociales, económicas e institucionales que le correspondió vivir a cada cohorte.<sup>5</sup>

En nuestro análisis de la estructuración por edad de los logros educativos y ocupacionales enfatizaremos dos tipos de efectos, a los que llamaremos “acumulativos” y “transicionales”. La noción de “acumulación de ventajas” en el campo de la sociología proviene del planteamiento mertoniano del “efecto Mateo” (Merton, 1968) y múltiples derivaciones posteriores (Dannefer, 2003; DiPrete y Eirich, 2006; O’Rand, 2009; Hillmert, 2010; Bask y Bask, 2010). Desde su planteo original, la “acumulación de ventajas” describe un mecanismo general de desigualdad capaz de convertir pequeñas diferencias iniciales (o una posición inicial ventajosa) en recursos adicionales, que, a su vez, generan nuevas

4 Esto resulta evidente cuando se advierte el hecho de que la regresión tipo Cox es la variante más popular entre múltiples tipos de modelos de historia de eventos. La particularidad de la regresión tipo Cox es que permite estimar los efectos de las variables independientes sobre la probabilidad de experimentar una transición sin necesidad de reparar en la forma que asume el patrón temporal de riesgo, el cual es reducido a un control estadístico de poco interés sustantivo.

5 Evidentemente, la incorporación de estos factores es insuficiente para dar cuenta del conjunto de efectos de contexto presentes en el proceso de estratificación social. No obstante, las restricciones de nuestra fuente de datos nos llevan a reducir la incorporación de otras variables.

ganancias a lo largo del tiempo.<sup>6</sup> De modo alternativo, en los modelos de logro que se derivan de la tradición de Blau y Duncan, la acumulación de ventajas refiere a la identificación de efectos de factores heredados que se incrementan en el tiempo (DiPrete y Eirich, 2006: 3).<sup>7</sup> Con sus diferencias, ambas perspectivas subrayan la emergencia de efectos acumulativos con la edad (Bask y Bask, 2010; Dannefer, 2003).

En el esbozo original de Merton, el crecimiento de la desigualdad podía ser virtualmente ilimitado (DiPrete y Eirich, 2006: 4; Bask y Bask, 2010: 3). No obstante, en los sistemas sociales reales la desigualdad puede estar limitada y sus efectos pueden “encenderse” o “apagarse” en algún momento del curso de vida. Definiremos “efectos transicionales” como aquellas expresiones de la desigualdad que se manifiestan solo de manera coyuntural en ciertas edades o etapa del curso de vida.

La distinción entre efectos acumulativos y efectos transicionales es importante por dos razones. Por una parte, permite comprender la convergencia y complementariedad entre uno y otro tipo de efectos, pues, como veremos más adelante, ambos están implicados. Y por otra, permite realizar distinciones analíticas básicas entre procesos de desigualdad asociados a edades específicas o “transicionales” y procesos que tienen consecuencias duraderas, o “acumulativas”, a lo largo del curso de vida.

A partir de los planteamientos anteriores, nos proponemos responder a un conjunto de preguntas sobre el proceso de estratificación social en el México contemporáneo: ¿En qué medida la asistencia escolar, el logro educativo y el logro ocupacional dependen de las circunstancias socioeconómicas de la familia de origen? ¿Es posible afirmar que la edad es un factor modulador de la desigualdad en los logros educativos y ocupacionales? ¿Son los efectos de la edad acumulativos o transicionales? ¿En qué medida los efectos del origen social están mediados por factores de contexto sociodemográfico, como la composición familiar y el estado marital? ¿Podemos identificar efectos del contexto histórico que se evidencian en manifiestas diferencias entre las cohortes de nacimiento?

## Datos, variables y modelos estadísticos

Para responder a estas preguntas, utilizamos los datos de la Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER 2011), una encuesta probabilística aplicada a 2,900 hombres y mujeres residentes en las 32 principales ciudades del país por el Instituto Nacional de

6 El ejemplo más simple es el mecanismo de acumulación de riqueza por “interés compuesto” donde el porcentaje de interés no es fijo, sino que depende de la suma inicial. Por ejemplo, sería “7% de interés sobre \$100,000, pero sólo 5% sobre \$1,000”, de modo que las diferencias se “acumulan” a tasas crecientes en el tiempo (DiPrete y Eirich, 2006: 3).

7 Por ejemplo, en el modelo original de Blau y Duncan la identificación racial implica desventajas acumulativas en tanto tiene efectos directos e indirectos que se suman a lo largo del curso de vida. Esto se expresa, por ejemplo, en la acumulación paulatina de desventajas educativas, pero también en el hecho de que los negros con educación superior reciben menores retornos que los blancos (un efecto interacción que Blau y Duncan denominaron “igualdad perversa”).

Estadística y Geografía (INEGI).<sup>8</sup> A diferencia de las encuestas tradicionales de movilidad social, en las que la información recabada corresponde a lo sumo a dos momentos de la trayectoria ocupacional de *ego* (primera ocupación y ocupación actual), la EDER cuenta con datos para cada edad sobre la situación de asistencia escolar, el nivel de escolaridad, la condición laboral y la situación ocupacional, además de sobre otros estados y eventos en el dominio de la familia. Su diseño retrospectivo permite analizar con más detalle los “efectos edad” en el proceso de estratificación social.

Otra particularidad importante de la EDER es que la selección de la población bajo estudio se realizó mediante un diseño que facilita el análisis de cohortes. Así, la muestra se restringe a las personas pertenecientes a tres cohortes de nacimiento (1951-1953, 1966-1968 y 1978-1980), lo cual permite maximizar las diferencias entre las mismas y minimizar la varianza dentro de ellas, destacando así los efectos del cambio histórico sobre los comportamientos demográficos de los entrevistados.<sup>9</sup> Esto nos ayuda a identificar posibles “efectos cohorte” en la estructuración por edad de la desigualdad en los resultados educativos y ocupacionales.

Estudiaremos tres resultados del proceso de estratificación social: a) la asistencia escolar; b) el logro educativo, medido en años de escolaridad; y c) el logro ocupacional, medido a través del International Socioeconomic Index of Occupations (ISEI), un índice de *status* ocupacional internacional ampliamente utilizado en la investigación comparativa multinacional sobre estratificación social (Ganzeboom, De Graaf y Treiman, 1992; Ganzeboom y Treiman, 1996; Hauser y Warren, 1996).<sup>10</sup>

Como puede verse en la Figura 1, en el modelo original de Blau y Duncan los orígenes socioeconómicos familiares se miden a través del *status* ocupacional y la escolaridad del padre. En este caso, operacionalizamos la influencia de la familia de origen mediante un índice resumen general denominado Índice de Orígenes Sociales (IOS). El IOS incorpora tres variables:

- *Status* ocupacional del padre. El *status* de la ocupación del padre corresponde al valor del ISEI, medido a través de la ocupación del padre cuando *ego* tenía 15 años de edad. Cuando no se disponía de información sobre el padre, se utilizó la información ocupacional de la madre.

8 Al restringirse a las 32 ciudades más importantes del país, nuestros resultados son generalizables solo a este contexto geográfico, aunque también reflejan la experiencia de muchos residentes rurales que han migrado a las ciudades en el período bajo estudio. Para mayor información sobre las características metodológicas de la encuesta, véase <[http://www.colef.mx/eder/?page\\_id=129](http://www.colef.mx/eder/?page_id=129)>.

9 Luego de excluir algunos casos por tener información incompleta, el tamaño de muestra se fijó en 868 casos para la cohorte 1951-1953, 871 casos para la cohorte 1966-1968 y 1,044 casos para la cohorte 1978-1980.

10 El ISEI clasifica las ocupaciones de acuerdo con los niveles promedio de ingresos dado cierto nivel de escolaridad. El puntaje del ISEI varía de un mínimo de 16 a un máximo de 85 puntos.

- Promedio de escolaridad de ambos padres. En lugar de utilizar solo la información del padre, optamos por incluir una medida compuesta de escolaridad para ambos padres.

- Índice de recursos económicos. Este índice es un puntaje compuesto por los primeros dos puntajes (ponderados) de un análisis factorial por componentes principales en el que se incluyen variables de disponibilidad de activos y servicios en el hogar cuando *ego* tenía 15 años de edad.<sup>11</sup> La utilización de índices de este tipo ha sido recomendada como una medida *proxy* de riqueza relativa o recursos socioeconómicos de igual o mayor valía que las medidas directas de ingresos (Filmer y Pritchett, 2001; Córdova, 2009).

Estas tres variables son integradas en un índice único estandarizado mediante la técnica de análisis factorial por componentes principales.<sup>12</sup> En el Cuadro 1 se presentan medidas resumen de la variación de los componentes del IOS por cohorte de nacimiento. En trabajos previos hemos encontrado que el IOS es un mejor predictor de los resultados educativos y ocupacionales que la ocupación o escolaridad de los padres por separado, por lo que permite obtener mediciones más apropiadas de la desigualdad de oportunidades (Solís, 2012).

Cuadro 1  
Características socioeconómicas de la familia de origen por quintiles del Índice de Orígenes Sociales (IOS) y cohorte de nacimiento

		Quintiles del IOS				
		0-20%	20-40%	40-60%	60-80%	80-100%
Año 7 Número 13 Julio/ diciembre 2013	Promedio de escolaridad de los padres					
	Cohorte 1951-1953	0.3	1.8	2.9	4.4	8.5
	Cohorte 1966-1968	0.9	2.6	3.8	5.9	9.8
	Cohorte 1978-1980	2.1	3.6	5.8	7.4	12.0
	ISEI promedio del padre					
	Cohorte 1951-1953	23	27	31	35	48
	Cohorte 1966-1968	24	28	30	34	52
	Cohorte 1978-1980	25	30	32	37	52
	Número promedio de activos o servicios*					
	Cohorte 1951-1953	0.3	1.6	4.5	7.1	11.4
	Cohorte 1966-1968	1.4	4.9	8.0	10.5	12.5
	Cohorte 1978-1980	3.0	6.9	8.9	11.1	13.0

\* En el hogar de residencia a los 15 años de edad.

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la EDER 2011.

11 Los activos y servicios incluidos son: televisión, automóvil o camioneta propios, estufa de gas o eléctrica, refrigerador, lavadora de ropa, licuadora, agua entubada dentro de casa, consola, tocadiscos o reproductor de cintas o CD, teléfono fijo, cámara fotográfica, una enciclopedia, servicio doméstico, techo de loza o concreto, baño dentro de la casa y calle exterior con pavimento.

12 Se calcularon índices estandarizados para cada cohorte de nacimiento, de modo que las variaciones por cohorte en la escolaridad, en el *status* ocupacional y en el acceso a activos y servicios no alterasen las medidas de posición relativa de los individuos en cada cohorte.

Las condiciones de contexto sociodemográfico se controlan mediante cuatro variables: a) la condición de coresidencia con los padres, que nos indica si en la edad en cuestión la persona entrevistada no coresidía con los padres, coresidía con solo uno de ellos o coresidía con ambos padres; b) la condición de coresidencia con hermanos (coreside *versus* no coreside); c) la situación marital (unido *versus* no unido); y d) una variable de participación laboral, que nos indica si en la edad en cuestión la persona nunca había trabajado, trabajaba, o no trabajaba pero ya había tenido experiencia laboral.<sup>13</sup>

Como señalamos antes, nuestra estrategia para identificar los efectos moduladores de la desigualdad de la edad radica en obtener medidas de desigualdad específicas por edad a lo largo del curso de vida. Esto se traduce en el ajuste de modelos de regresión específicos por edad, los cuales adoptan la siguiente forma general:

$$Y_i = \beta 0_i + \beta 1_i IOS + \beta 2_i COH \quad (1)$$

donde:

$Y_i$  representa el valor esperado del resultado en cuestión en la edad “ $i$ ”;

$\beta 0_i$  es una constante;

$\beta 1_i$  es un coeficiente que refleja el efecto de los orígenes sociales ( $IOS$ ) sobre el resultado de interés en la edad “ $i$ ”;

$\beta 2_i$  es un coeficiente (o conjunto de coeficientes) que representan el efecto de la cohorte de nacimiento  $COH$  sobre el resultado de interés en la edad “ $i$ ”.

A partir de esta ecuación, obtenemos estimaciones generales del nivel de desigualdad de oportunidades asociada a los orígenes socioeconómicos a cada edad  $i$ . Estas estimaciones derivan de la magnitud del coeficiente  $\beta 1_i$ , es decir, del efecto del  $IOS$  sobre el resultado  $Y$  para cada edad  $i$  controlando por los “efectos cohorte”.

Adicionalmente, podemos obtener estimaciones de la desigualdad de oportunidades controlando por las mediaciones del contexto sociodemográfico. Si denominamos *CONTEXTO* al conjunto de variables sociodemográficas arriba mencionadas, esto implicaría ajustar una segunda serie de modelos con la siguiente forma:

$$Y_i = \beta 0_i + \beta 1_i IOS + \beta 2_i COH + \beta 3_i CONTEXTO \quad (2)$$

El contraste de  $\beta 1_i$  en (1) y (2) nos indica en qué medida el contexto sociodemográfico del entrevistado es un mediador de los efectos de los orígenes sociales.

A estos dos modelos puede agregarse un tercero, que explora posibles “efectos cohorte” sobre el nivel general de desigualdad de oportunidades en la edad  $i$ :

$$Y_i = \beta 0_i + \beta 1_i IOS + \beta 2_i COH + \beta 4_i IOS * COH \quad (3)$$

13 Por cuestiones obvias de endogeneidad, la condición de participación laboral no se incluye en los modelos en los que la variable dependiente es el logro ocupacional.

En este caso, el coeficiente  $\beta_{4i}$  representa un “efecto de interacción”, a partir del cual es posible establecer el grado en que los efectos de los orígenes socioeconómicos sobre los resultados educativos y ocupacionales varían en el tiempo histórico.

Puede apreciarse que esta estrategia metodológica implica el ajuste de una gran cantidad de modelos.<sup>14</sup> Esto no es un problema desde el punto de vista computacional –dados los avances en la potencia y en la sofisticación de los paquetes estadísticos actuales–, pero sí lo es desde el punto de vista de la complejidad para la presentación de los resultados. Por ello, hemos decidido concentrarnos exclusivamente en discutir las variaciones estimadas por edad en los efectos del IOS, que es el propósito central de este trabajo. Asimismo, en lugar de presentar los resultados de los coeficientes de los modelos, trabajaremos con los valores estimados a partir de dichos modelos para dos casos hipotéticos, uno situado en el percentil 90 del IOS (es decir, cerca de la cima de la estratificación social) y otro ubicado en el percentil 10 (próximo a la base de la estratificación). Como se verá enseguida, el uso de valores estimados y no de los coeficientes nos permitirá realizar representaciones gráficas de los resultados y así simplificar notablemente la exposición.<sup>15</sup>

## Resultados

### *Asistencia escolar*

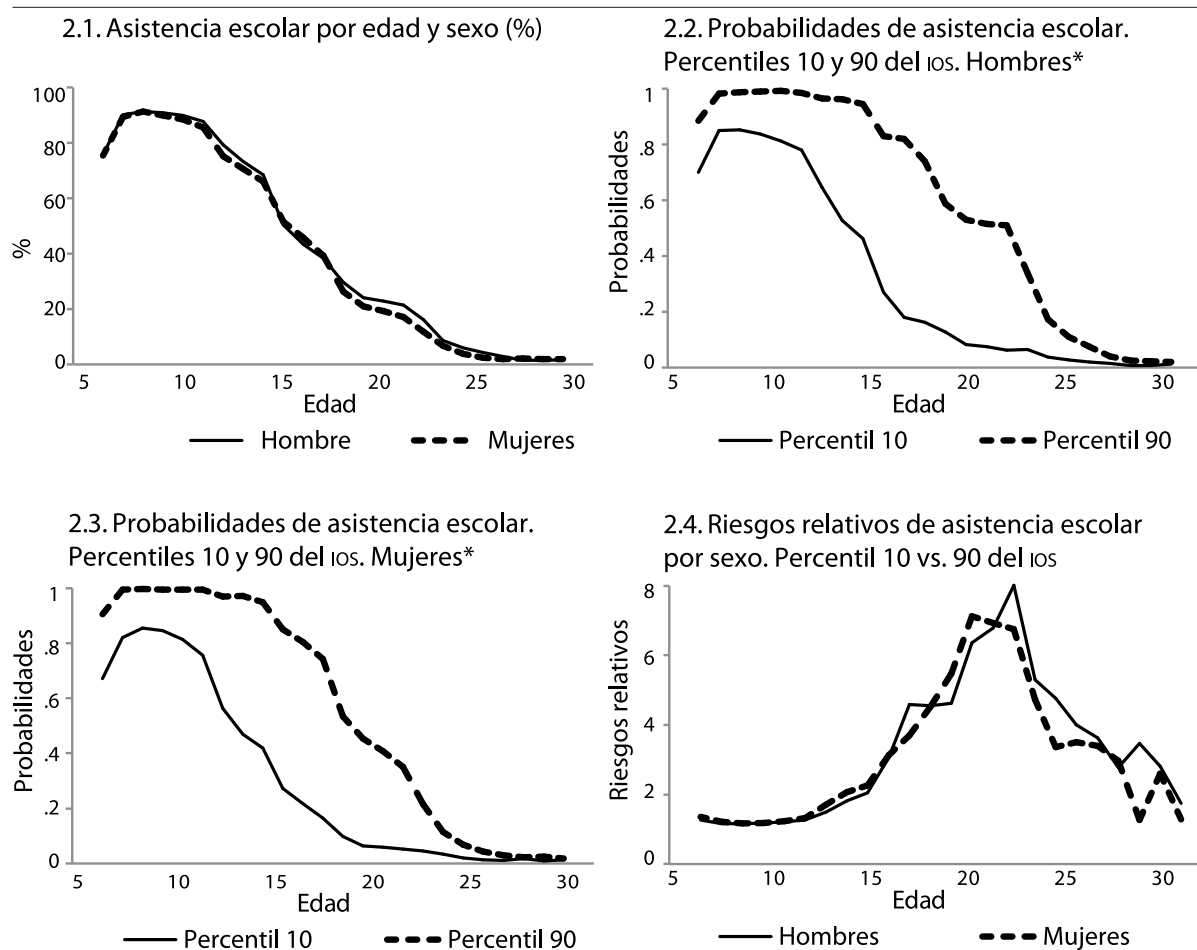
En la Figura 2 presentamos cuatro gráficos con el porcentaje de asistencia escolar por edad y sexo, las probabilidades de asistencia escolar estimadas para el percentil 10 y 90 del Índice de Orígenes Sociales (IOS) y los riesgos relativos que derivan de estas probabilidades. Las probabilidades y riesgos relativos provienen de modelos de regresión logística en los que se incluye un control estadístico para la cohorte de nacimiento pero no para las características sociodemográficas (de ahí que les llamemos “efectos generales”, tal como especificamos en la Ecuación (1) discutida en la sección previa).

La asistencia escolar (Gráfico 2.1) muestra el patrón esperado: luego de un incremento entre los 6 y 7 años de edad (edades en las que la mayoría de los niños ingresan a la escuela), la tasa de asistencia alcanza un máximo alrededor de los nueve años de edad y luego decrece en la medida en que se incrementa la fracción de niños y jóvenes que dejan la escuela, hasta llegar a valores cercanos a cero a los 25 años. Además, se aprecia que, controlando por los efectos cohorte, las diferencias entre hombres y mujeres en la probabilidad de asistencia escolar son mínimas.

14 Para cada edad se tienen que ajustar al menos seis modelos (tres para hombres y tres para mujeres) en cada uno de los tres resultados, lo cual da un total de 18 modelos. Si se considera que se propone ajustar modelos para las edades 6 a 30 en el caso de la asistencia escolar y la escolaridad y 15 a 30 en el del logro ocupacional, el total de modelos a estimar rebasa el número de 350.

15 Los resultados completos de los modelos están disponibles mediante solicitud expresa al autor principal de este trabajo mediante correo electrónico (psolis@colmex.mx).

Figura 2  
Asistencia escolar y efecto general del Índice de Orígenes Sociales



\*Probabilidades y riesgos relativos estimados a partir de regresiones logísticas específicas por edad, controlando por la cohorte de nacimiento. (Véase la Ecuación 1).

Fuente: Estimaciones propias a partir de datos de la EDER 2011.

Dicha probabilidad varía fuertemente en función de los orígenes sociales (Gráficos 2.2 y 2.3): para los jóvenes situados en el percentil 90 del ios es muy alta y cercana a 1 prácticamente hasta los 15 años de edad, cuando comienza a caer gradualmente; en cambio, entre los jóvenes situados en la parte baja de la estratificación social (percentil 10), incluso a edades tempranas existen probabilidades de asistencia relativamente bajas, y la caída es mucho más abrupta y prematura. La brecha absoluta alcanza su máximo cerca de los 16 años de edad, es decir, en las edades que corresponden a la finalización de la educación secundaria y el inicio del bachillerato; a esta edad, se estima que cerca del 82% de los hombres del percentil 90 asistía a la escuela, frente a solo el 18% de los del percentil 10.

Si utilizamos una medida relativa de desigualdad como el riesgo relativo (Gráfico 2.4), encontraremos que la mayor desigualdad se registra más tarde, alrededor de los 20 años de edad, cuando el riesgo de asistencia escolar para los jóvenes del percentil 90 alcanza a ser casi ocho veces mayor que el de aquellos situados en el percentil 10. Esta diferencia entre medidas absolutas y relativas, sin embargo, no altera la relación fundamental entre desigualdad en orígenes sociales y asistencia escolar, que muestra un

incremento significativo en las edades “transicionales” y una posterior reducción a partir de las edades en las que la salida masiva de la escuela de los jóvenes de estratos altos contribuye a igualar su *status* de asistencia escolar con el de aquellos jóvenes de familias desfavorecidas que salieron de la escuela a edades más tempranas.

En resumen, la representación gráfica muestra que el efecto de las desigualdades socioeconómicas sobre la asistencia escolar de las personas se estructura por edades. En la medida en que la educación básica se ha expandido, la transición de salida de la escuela se postergó a las edades que corresponden al ciclo de educación media (secundaria y bachillerato, 12 a 18 años) y superior (18 a 22 años). Es en estas edades que se acumulan las desigualdades socioeconómicas en la condición de asistencia escolar. Esto puede asociarse al hecho de que en las edades referidas no solo se concentra la salida de la escuela, sino también tres transiciones entre niveles educativos en las que cantidades importantes de niños y jóvenes salen de la escuela.<sup>16</sup> En este sentido, el diseño institucional del sistema educativo mexicano, al concentrar tres transiciones entre niveles en un periodo de la trayectoria educativa de alto riesgo de desafiliación escolar, también podría estar contribuyendo a la acumulación de las desigualdades.<sup>17</sup>

Otra posible explicación de la concentración de las desigualdades en las edades señaladas es que los jóvenes de estratos bajos experimentan cambios en otros dominios del curso de vida que los llevan a salir de la escuela a edades más tempranas, acentuando así la brecha en asistencia escolar respecto de los jóvenes de estratos altos. En este sentido, conviene preguntarse en qué medida la desigualdad socioeconómica se encuentra mediada por características sociodemográficas, como la condición de coresidencia con los padres o hermanos y la propia situación familiar, así como por la participación en el mercado de trabajo.

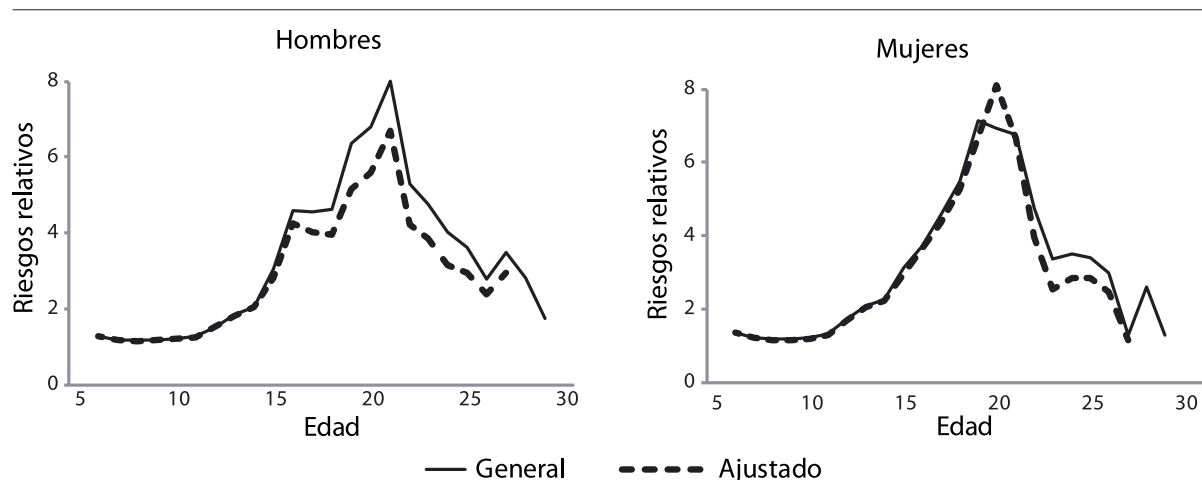
Para evaluar lo anterior elaboramos la Figura 3, que contrasta los riesgos relativos de asistencia escolar por edad, antes y después de ajustar por las características sociodemográficas y laborales recién señaladas. Se observa, en primer lugar, que antes de los 16 años de edad las características sociodemográficas no parecen mediar en ningún sentido significativo los efectos de los orígenes sociales sobre la probabilidad de asistencia escolar. Esto se expresa en el hecho de que los riesgos relativos ajustados y no ajustados son prácticamente los mismos hasta esa edad.

En segundo lugar se aprecia, con más intensidad en el caso de los hombres, que a partir de los 16 años se produce una ligera reducción de los efectos del IOS cuando se controla por la situación familiar y laboral. Una revisión detallada de los resultados de los

16 Entre los 12 y los 18 años los niños/jóvenes mexicanos deben transitar de la escuela primaria a la secundaria (12 años), de la secundaria a la educación media superior (15 años) y de la educación media superior a la universidad (18 años). En cada una de estas transiciones, un número importante de jóvenes deja la escuela.

17 Un diseño institucional alternativo sería, por ejemplo, unir en un solo ciclo de 6 años la educación media básica y superior, es decir, integrar la secundaria y el bachillerato de tal manera que se suprima la transición entre estos dos niveles y se reduzca el riesgo de desafiliación antes de terminar la media superior.

Figura 3  
Riesgos relativos generales y ajustados de asistencia escolar para el percentil 90 *versus* el percentil 10 del Índice de Orígenes Sociales, por sexo\*



\* El efecto general se obtiene de modelos logísticos en los que solo se controla por la cohorte de nacimiento (Ecuación 1). El efecto ajustado corresponde a modelos en los que se controla, además de por la cohorte, por las características sociodemográficas y la condición de ocupación (Ecuación 2).

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la EDER 2011.

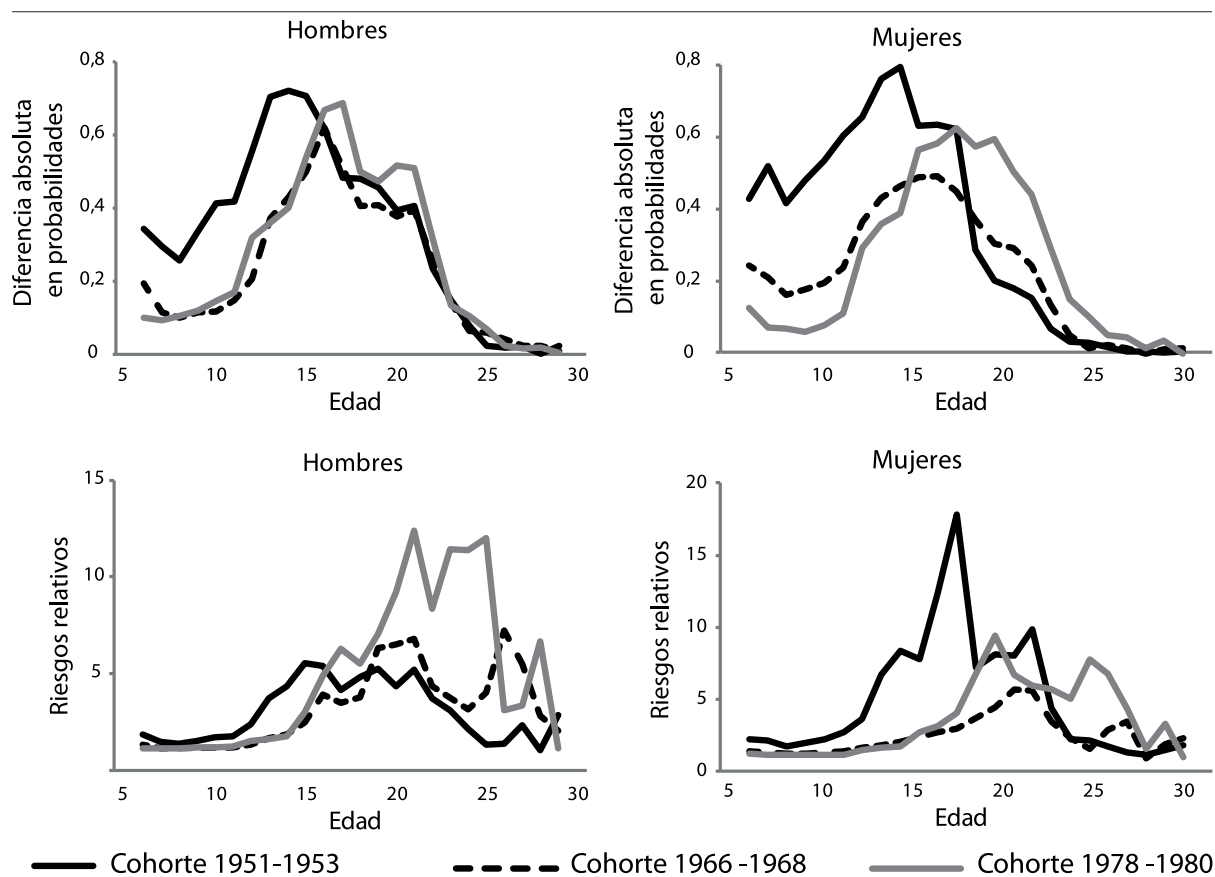
modelos (no mostrados aquí) indica que esto se debe a diferencias en la composición sociodemográfica de la familia de origen (en particular en la condición de coresidencia con padres y hermanos) entre los jóvenes de distintos estratos, siendo el factor fundamental el hecho de que una mayor proporción de jóvenes en los estratos bajos comienza a unirse y a trabajar, estados ambos que compiten con la asistencia escolar. Esto nos lleva a plantear que a partir de la juventud temprana los efectos acumulativos del origen socioeconómico comienzan a expresarse no solo de forma directa, sino también de forma indirecta, al propiciar la ocurrencia más temprana de otros eventos de la transición a la vida adulta que llegan a interferir con la permanencia en la escuela.

Finalmente, sin perjuicio de lo antedicho, se observa que, incluso después de controlar por los factores de contexto sociodemográfico y la situación laboral, los efectos ajustados siguen siendo de una magnitud importante. Es decir, con independencia de la demografía del hogar y la situación laboral, las diferencias socioeconómicas en la familia de origen constituyen un factor de primera importancia en la explicación de las diferencias en la asistencia escolar durante las “edades transicionales”.

Al analizar las variaciones absolutas y relativas en las probabilidades de asistencia escolar según cohortes de nacimiento (Figura 4), es posible identificar dos tendencias importantes. Primero, se observa una clara reducción en las brechas absolutas y relativas en edades tempranas (hasta aproximadamente los 16 años de edad); esta reducción se da fundamentalmente entre las cohortes 1951-1953 y 1966-1968 y es de mayor magnitud entre las mujeres. Segundo, y en tendencia contraria a la anterior, se advierte un incremento en la desigualdad a partir de esas mismas edades para la cohorte 1978-1980.

Figura 4

Diferencia absoluta en probabilidades y riesgos relativos de asistencia escolar para el percentil 90 versus el percentil 10 del Índice de Orígenes Sociales, por cohorte de nacimiento\*



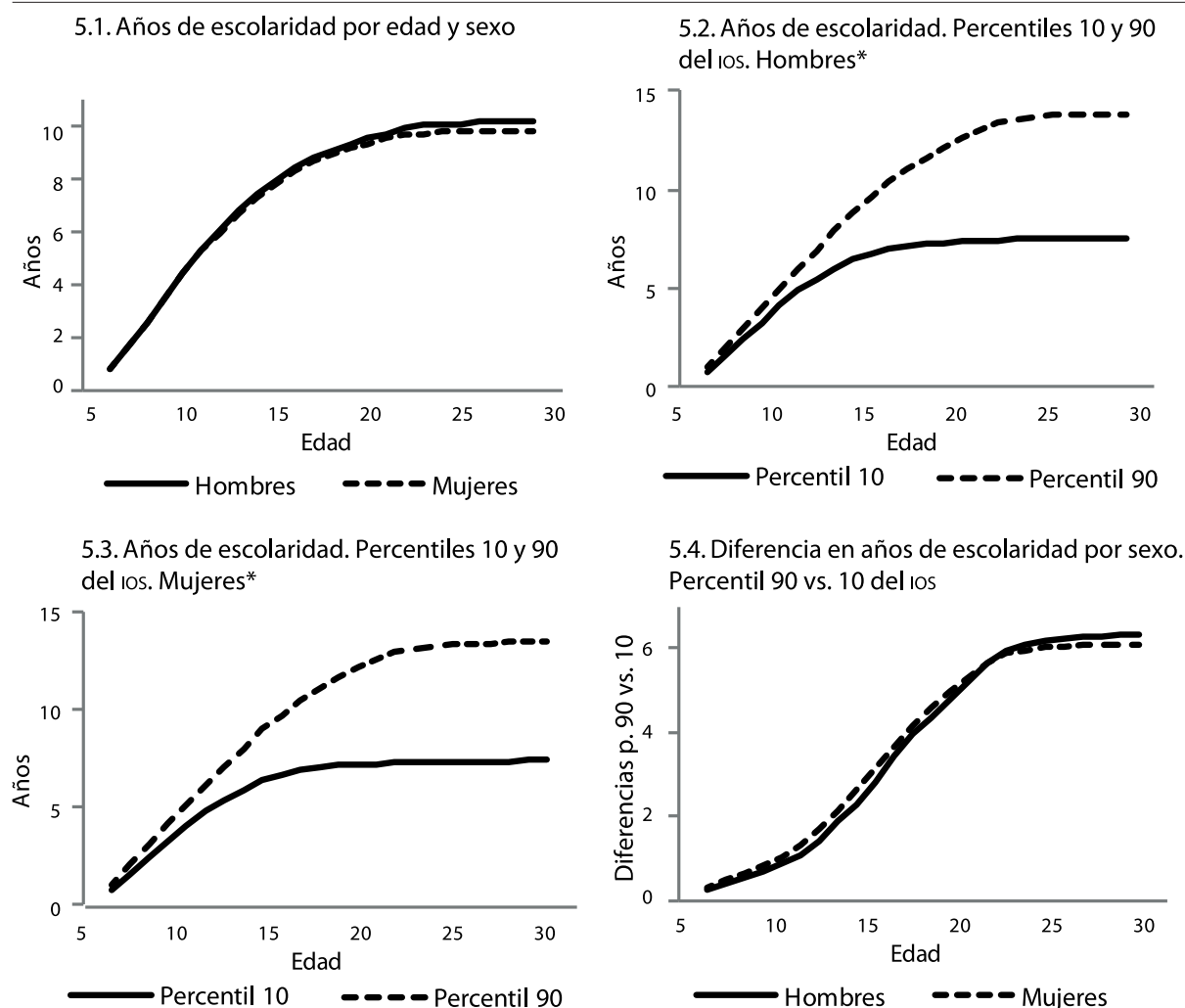
\* Efectos específicos por cohorte. (Véase la Ecuación 3).

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la EDER 2011.

Aunque en términos absolutos este incremento es más acentuado para las mujeres, la brecha relativa se amplía más para los hombres.

Esto nos indica que existe un desplazamiento de las desigualdades en la asistencia escolar a etapas posteriores de las trayectorias educativas y, por lo tanto, a edades más avanzadas. Este cambio en el *locus* de la desigualdad parece explicarse, con independencia de otros factores, por la evolución diferenciada de la cobertura educativa en cada nivel de escolaridad: en tanto que la cobertura escolar en el nivel primario casi se ha universalizado, los incrementos en la cobertura en los niveles siguientes han sido de menor magnitud, lo que da lugar a que las brechas socioeconómicas en la asistencia escolar se expresen a edades más tardías (Mare, 1981; Shavit, Yaish y Bar-Haim, 1990; Raftery y Hout, 1993; Lucas, 2001; Hout, 2004; Hout y DiPrete, 2006). De tal suerte que la casi universalización de la cobertura en la educación básica no ha implicado que se haya abatedo la desigualdad en la asistencia escolar en un sentido absoluto, sino que las desigualdades se han desplazado gradualmente hacia niveles educativos (y edades) posteriores.

Figura 5  
Años de escolaridad y efecto general del Índice de Orígenes Sociales



\* Años de escolaridad estimados a partir de regresiones lineales específicas por edad, controlando por la cohorte de nacimiento. (Véase la Ecuación 1).

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la EDER 2011.

## Años de escolaridad

La Figura 5 replica el ejercicio realizado en el apartado anterior, pero esta vez con los años de escolaridad. En primer lugar, se observa que, a diferencia de lo que ocurre con la asistencia escolar, en este caso la tendencia es de incremento con la edad (Gráfico 5.1). Este incremento es más rápido en edades tempranas, debido a que en esas edades la tasa de asistencia es alta y la mayor parte de los niños contribuye con años de progresión escolar en el promedio. Gradualmente, dicho incremento pierde fuerza en tanto aumenta la desafiliación escolar y la fracción de jóvenes que sigue aportando al crecimiento del promedio de escolaridad se hace más pequeña.

Mientras que la condición de asistencia escolar define la inclusión/exclusión de los niños y jóvenes en el estado de estudiante, los años de escolaridad alcanzados representan

la dimensión de *logro* en los resultados educativos. A este logro contribuye, por supuesto, el hecho de tener una trayectoria de asistencia escolar más prolongada. Sin embargo, una trayectoria escolar larga no necesariamente garantiza alta escolaridad, ya que esta puede caracterizarse por intermitencias, rezagos escolares y repeticiones de grado. Además, como vimos en la sección previa, la asistencia escolar se limita a una etapa específica del curso de vida, por lo cual carece de sentido realizar un análisis de desigualdad en asistencia escolar una vez transcurrida esa etapa. En cambio, los años de escolaridad se acumulan gradualmente a lo largo de la trayectoria educativa, por lo que cabría esperar que las desigualdades asociadas al origen social, lejos de desaparecer, se incrementen con la edad.

Tal resultado es precisamente el que se observa en los Gráficos 5.2 y 5.3, que presentan los promedios de escolaridad estimados a cada edad para los percentiles 10 y 90 del Índice de Orígenes Sociales. En las edades que corresponden al inicio de la trayectoria escolar (antes de los 10 años), la diferencia en años de escolaridad entre ambos percentiles es pequeña. Así, a los 10 años de edad la brecha estimada en el promedio de años de escolaridad entre el percentil 10 y el percentil 90 del ios era apenas menor a un año. A medida que se avanza en la trayectoria educativa, las diferencias comienzan a crecer, hasta alcanzar un punto máximo pasados los 20 años de edad. A esta edad, la distancia se amplía a cerca de cinco años, y a la edad de 25 años, supera los seis años.

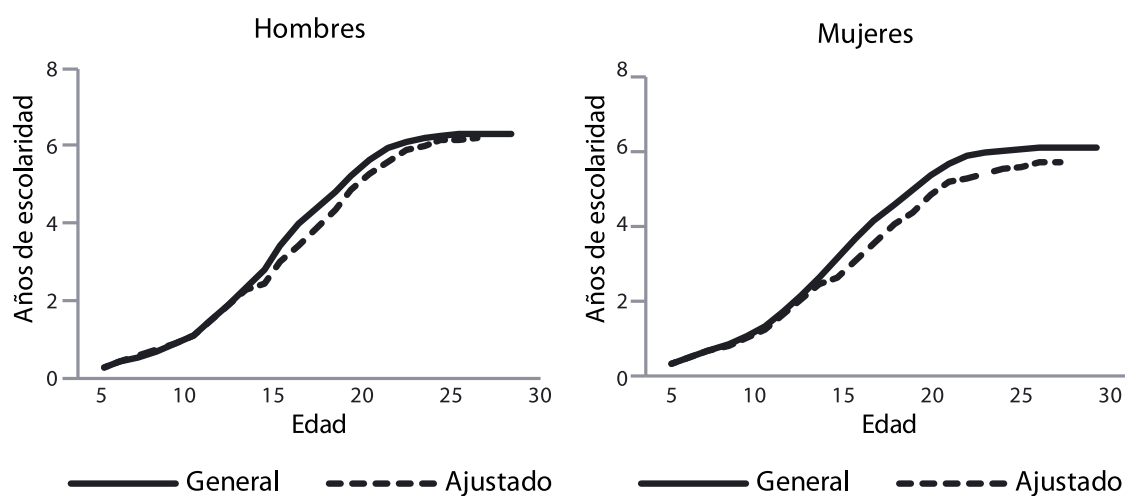
Este patrón etario de incremento de la desigualdad, que se resume en las diferencias acumuladas del Gráfico 5.4, se debe fundamentalmente a que los jóvenes de estratos altos suman años de escolaridad por un tiempo bastante más prolongado, separándose cada vez más en sus logros educativos de los jóvenes provenientes de familias menos favorecidas, hasta llegar a un punto en el curso de vida (entre los 20 y 25 años) en el que la gran mayoría de los jóvenes, independientemente de su estrato socioeconómico, ya salieron de la escuela, por lo que las brechas se estabilizan, aunque no desaparecerán por el resto del curso de vida.

De este modo, a diferencia de lo que ocurre con la asistencia escolar, la desigualdad en años de escolaridad sigue un patrón de *efectos acumulativos*, caracterizado por la ampliación de pequeñas diferencias a medida que transcurren los años de transición a la vida adulta.

En la Figura 6 se presentan las diferencias estimadas en años de escolaridad con y sin controles estadísticos por la condición de coresidencia con padres y hermanos, la situación conyugal y la situación laboral de los entrevistados. Llama la atención que la magnitud de los efectos estimados del ios cambia poco una vez que se introducen estos factores. Esto sugiere que los efectos de las circunstancias socioeconómicas de la familia de origen no son mediados ni por los patrones de coresidencia familiar, ni por la transición a la unión o el inicio de la vida laboral. Tal parece que se trata de efectos directos, acumulativos con la edad, y con escasas mediaciones sociodemográficas.

En la Figura 7 se presentan los resultados de los modelos específicos por cohorte. Destaca en primer lugar que, con respecto a la cohorte más antigua (1951-1953), en la intermedia se reducen las brechas estimadas en años de escolaridad en prácticamente

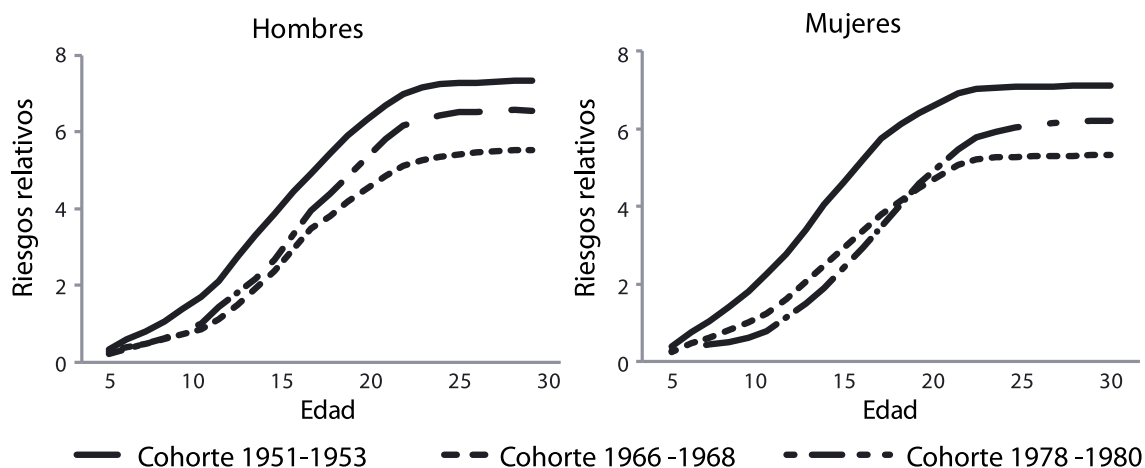
Figura 6  
Diferencias generales y ajustadas en años de escolaridad para el percentil 90 versus el percentil 10 del Índice de Orígenes Sociales, por sexo\*



\* Las diferencias generales se obtienen de modelos en los que solo se controla por la cohorte de nacimiento. (Véase la Ecuación 1). Los efectos ajustados corresponden a modelos en los que se controla, además de por la cohorte, por las características sociodemográficas y la condición de ocupación. (Véase la Ecuación 2).

Fuente: Estimaciones a partir de los datos de la EDER 2011.

Figura 7  
Diferencia estimada en los años de escolaridad en el percentil 90 y el percentil 10 del Índice de Orígenes Sociales, por cohorte de nacimiento\*



\* Efectos específicos por cohorte. (Véase la Ecuación 3).

Fuente: Estimaciones propias sobre los datos de la EDER 2011.

todas las edades. Esto sugiere que, en esa cohorte, el impacto de la desigualdad socioeconómica sobre los logros educativos fue menor. Este resultado, sin embargo, no parece responder a una tendencia que se haya mantenido en el tiempo. De hecho, al contrastar lo que ocurre con la cohorte intermedia (1966-1968) y la más joven (1978-1980), se observa una posible reversión de esta tendencia, más acentuada entre los hombres.

## *Logro ocupacional*

Al analizar el logro ocupacional es necesario considerar dos cuestiones adicionales que son irrelevantes en el análisis de la desigualdad en logros educativos pero que cobran importancia en el ámbito ocupacional. La primera es que, además de identificar el efecto neto de los orígenes sociales sobre el logro ocupacional, es útil analizar en qué medida este efecto se encuentra mediado por la escolaridad (tal como lo plantean Blau y Duncan en su modelo original), es decir, establecer cuál es el papel de la escolaridad como factor mediador entre la desigualdad de origen y destino.

La segunda es que las mediciones de desigualdad en logros ocupacionales a distintas edades dependen, en parte, de la selectividad del conjunto de personas que se encuentran trabajando a cada edad. Así, por ejemplo, las características de los que trabajan a los 17 años de edad son distintas de las de quienes trabajan a los 25 años, de modo que una comparación de los niveles de desigualdad en estas dos edades podría verse afectada por estas diferencias. Por lo tanto, al comparar los niveles de desigualdad en logros ocupacionales por edad, es necesario introducir una corrección por selectividad, que en este caso se logra mediante el uso de modelos de selección tipo Heckman (Heckman, 1974 y 1979).

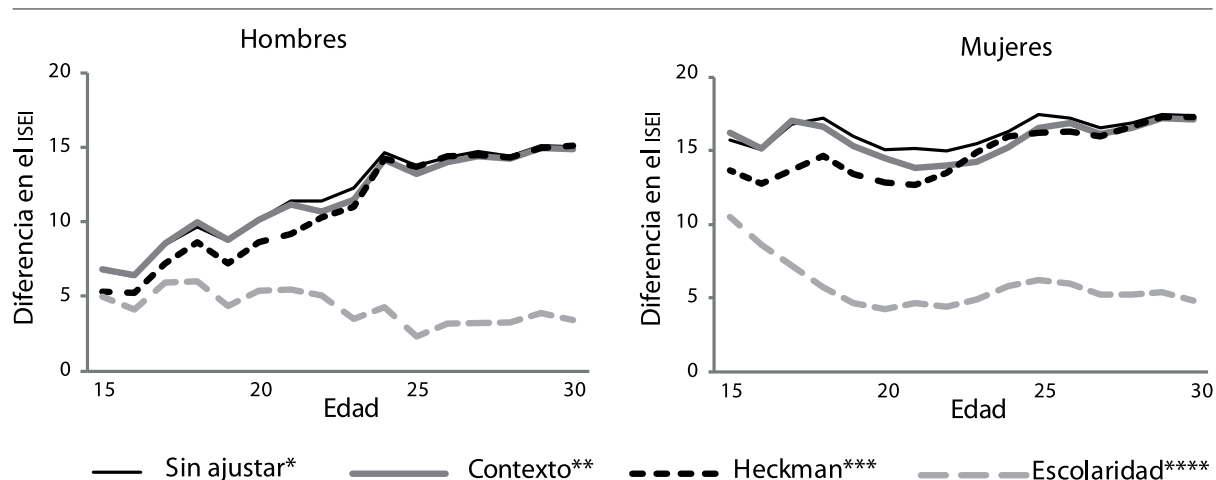
Estas dos cuestiones nos llevan a ajustar cuatro modelos: a) efectos generales “sin ajustar” (solo ros y cohorte); b) efectos ajustados por características sociodemográficas; c) efectos ajustados por el contexto sociodemográfico y la selectividad de la población ocupada; y d) efectos ajustados por todo los factores anteriores más la escolaridad. Tal como hicimos en los modelos de años de escolaridad, se trata de regresiones lineales, aunque en este caso la variable dependiente es el valor del ISEI asociado a la ocupación.

Los resultados se presentan en la Figura 8. Para los hombres, el modelo “sin ajustar” (es decir, el que únicamente controla por la cohorte de nacimiento) muestra que la brecha en logros ocupacionales se incrementa con la edad. Se observa que el mayor crecimiento de las desigualdades en el ISEI ocurre antes de los 25 años, para luego adoptar un patrón más estable. En edades tempranas (15 años), la brecha en el ISEI se estima en alrededor de 6 puntos; luego se incrementa a cerca de 10 puntos a los 20 años, a 14 puntos a los 25 y casi a 15 puntos a los 30 años.

Es probable que el incremento acelerado de la desigualdad en logros ocupacionales de los varones durante esta etapa inicial de sus trayectorias laborales se asocie a la acumulación de desigualdades en escolaridad ya analizadas en la sección previa. Como hemos visto, entre los 15 y los 25 años de edad se acumulan las mayores desigualdades educativas, debido a que estas edades corresponden a la terminación de los ciclos de educación media y superior. La acumulación de ventajas educativas para los varones de estratos altos implicaría que, a medida que aumenta la edad, estos tienen acceso a posiciones de mayor jerarquía.

La evolución por edad de la desigualdad es menos clara en el caso de las mujeres, pues parece descender hasta cerca de los 21 años para luego retomar una tendencia creciente similar a la de los varones. Como señalamos, las tendencias no ajustadas podrían

Figura 8  
Diferencias estimadas en el ISEI entre el percentil 90 y el percentil 10 del Índice de Orígenes Sociales, según distintos modelos



\* Efectos ajustados únicamente por cohorte de nacimiento. (Véase la Ecuación 1).

\*\* Efectos ajustados por cohorte de nacimiento y características sociodemográficas. (Véase la Ecuación 2).

\*\*\* Efectos ajustados por cohorte, características sociodemográficas y corrección por selectividad.

\*\*\*\* Efectos ajustados por cohorte, características sociodemográficas, selectividad y años de escolaridad.

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la EDER 2011.

reflejar los efectos de las mediaciones del contexto sociodemográfico y de la selectividad de quienes trabajan a cada edad. Esto último es particularmente importante en el caso de las mujeres, pues se sabe que en México su participación laboral es más variable a lo largo del curso de vida que la de los varones y permanece fuertemente ligada a la unión y la maternidad (Suárez, 1992; Ariza y Oliveira, 2005; Castro Méndez, 2004), de manera que es esperable que el conjunto de mujeres que forman parte de la fuerza de trabajo cambie significativamente con la edad, en tanto a mayor edad se incrementa la proporción de mujeres unidas y con hijos.

Las mediciones de desigualdad ajustadas por el contexto sociodemográfico (“Contexto”) y la selectividad (“Heckman”) nos sugieren que, de hecho, estos efectos podrían explicar parte de las diferencias entre hombres y mujeres. Una vez controlados los efectos de selectividad, la brecha en logros ocupacionales para las mujeres adopta un patrón ascendente con la edad similar al de los varones, mientras que en los hombres los efectos de contexto y selectividad son de poca magnitud.

No obstante, entre hombres y mujeres persisten dos diferencias importantes que merecen destacarse. Primero, las brechas en logros ocupacionales asociadas al origen social son más amplias para las mujeres desde edades muy tempranas. Incluso controlando por el contexto demográfico y corrigiendo por selectividad, la diferencia estimada entre el percentil 10 y el percentil 90 del IOS a los 15 años de edad alcanza 14 puntos, frente a solo 5 puntos en el caso de los hombres. Segundo, independientemente de la edad, la desigualdad en logros ocupacionales es mayor en el caso de las mujeres. En conjunto, estos rasgos sugieren que las provenientes de estratos sociales bajos se enfrentan a un

mayor “cierre” de oportunidades laborales desde temprana edad, el cual se prolonga a lo largo de toda la adultez temprana. Este efecto de acentuación de la desigualdad es tan notable que parece imponerse por encima del impacto acumulativo de la edad, hecho que se refleja en que, en el caso de las mujeres, haya apenas un moderado incremento de las desigualdades en logros ocupacionales a lo largo del tiempo.

Al ajustar por escolaridad, los efectos del IOS sobre el *status* ocupacional se reducen de manera muy considerable (aunque no desaparecen del todo), al tiempo que se revierte la asociación positiva entre edad y efectos del IOS que venía observándose en todos los otros modelos. La reducción de los efectos del IOS era previsible, dados los resultados de la investigación previa sobre el proceso de estratificación social en México, la cual nos indica que el logro educativo es aún el factor mediador fundamental entre la posición social de origen y el logro ocupacional (Balán, Browning y Jelin, 1977; Puga y Solís, 2010; Brunet y Solís, 2012). En este sentido, podemos concluir que, una vez controlado el efecto indirecto que ejercen los orígenes sociales a través de la escolaridad, su efecto directo es de una magnitud menor. Por otra parte, la emergencia de una asociación negativa entre edad y efectos del IOS cuando se controla por escolaridad nos indica que el incremento en las brechas en logros ocupacionales observado en los modelos previos se explica fundamentalmente por el incremento en las brechas educativas. Por lo tanto, el logro educativo destaca nuevamente como un mecanismo fundamental de acumulación y desventajas sociales a lo largo del curso de vida.

50

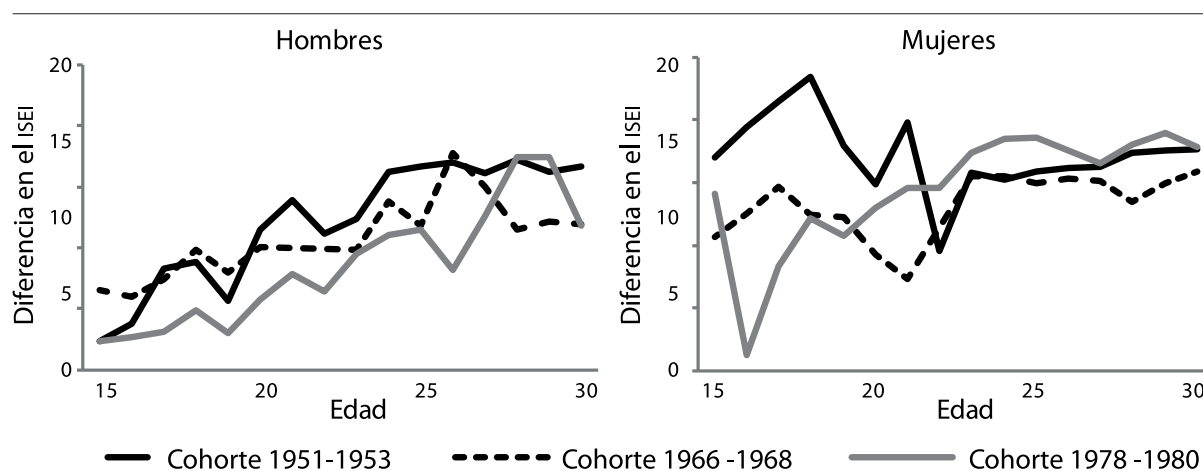
Año 7  
Número 13  
Julio/  
diciembre  
2013

Por último, en la Figura 9 presentamos la serie de medidas de desigualdad en logros ocupacionales ajustadas por el contexto sociodemográfico y corregidas por selectividad para las distintas cohortes de nacimiento. A pesar de los saltos en las estimaciones, que se deben a los tamaños reducidos de muestra, los modelos para los varones presentan pocas variaciones en el patrón por edad de la desigualdad en logros ocupacionales, que sigue siendo ascendente a medida que transcurre la edad. Con respecto a la magnitud de la desigualdad, los cambios también son escasos, aunque sugieren una ligera disminución a edades tempranas en la cohorte 1978-1980, que, sin embargo, no es sostenida una vez que los entrevistados se acercan a los 30 años de edad. En el caso de las mujeres, destaca la reducción a edades tempranas a partir de la cohorte 1966-1968, tendencia que ha llevado a una mayor similitud en el patrón etario de la desigualdad en logros ocupacionales de hombres y mujeres.

## Discusión y conclusiones

En este artículo hemos revisado el proceso de logro ocupacional con una perspectiva longitudinal, haciendo énfasis en la forma en que la intensidad de la asociación entre los orígenes sociales y los destinos educativos y ocupacionales varía con la edad. Para ello, ajustamos modelos de regresión específicos por edad que nos permitieron observar el peso de las circunstancias sociales de origen (los “orígenes sociales”) sobre tres resultados cruciales del proceso de estratificación: la asistencia escolar, el logro educativo y el logro ocupacional. Cuatro preguntas han guiado nuestro análisis. A continuación discutimos nuestros resultados en función de estas cuatro preguntas, para luego finalizar con

Figura 9  
Diferencias en el ISEI entre el percentil 90 y el percentil 10 del Índice de Orígenes Sociales,  
por cohorte de nacimiento\*



\* Efectos ajustados por el contexto sociodemográfico y selectividad (modelo Heckman).

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la EDER 2011.

algunos comentarios sobre las enseñanzas y nuevos retos que derivan de una aproximación longitudinal al proceso de estratificación social.

En primer lugar, ¿en qué medida la asistencia escolar, el logro educativo y el logro ocupacional dependen de las circunstancias sociales de origen? La construcción del Índice de Orígenes Sociales (IOS) nos ha permitido ensayar una respuesta empírica a esta pregunta, que se encuentra en el fundamento de las discusiones contemporáneas sobre desigualdad de oportunidades y transmisión intergeneracional de la desigualdad. Para la asistencia escolar, podemos afirmar que las brechas socioeconómicas de origen constituyen un factor explicativo de primera importancia, particularmente durante las “edades transicionales” (incluso con una significativa independencia de la demografía del hogar y de la situación marital y familiar). Algo similar se observa con los años de escolaridad y el logro ocupacional.

Pero nuestro interés se extiende más allá de identificar la asociación entre los orígenes sociales y los logros educativos y ocupacionales. Nos hemos ocupado en explorar en qué medida la edad constituye un factor estructurante de estas desigualdades. Esto nos ha llevado a formular dos preguntas adicionales: ¿Es posible afirmar que la edad tiene efectos “mediadores” sobre la desigualdad en logros educativos y ocupacionales? ¿Se trata de efectos acumulativos o transicionales?

Tras los resultados del análisis, queda claro que existen interacciones entre la edad y la desigualdad en indicadores educativos. Pero estas interacciones asumen un patrón muy diferente según se observe la asistencia escolar, el logro en años de escolaridad o el logro ocupacional: mientras que el primer resultado sigue un patrón transicional, en los otros dos sigue uno de tipo acumulativo.

En efecto, los modelos de asistencia escolar sugieren la existencia de un patrón de desigualdad transicional: la desigualdad se magnifica en *edades transicionales*, es decir, en aquellas de mayor frecuencia de salida de la escuela, y es baja en torno a las edades donde la mayoría asume el mismo comportamiento (por ejemplo, edades en las que se asiste –9 años– o no se asiste –28 años–). En las “edades transicionales” las brechas en las probabilidades de asistencia escolar se disparan dramáticamente en función de los orígenes sociales. La desigualdad en la asistencia escolar tiende a acentuarse en las edades que coinciden con las transiciones intermedias de la trayectoria educativa (transiciones de primaria a secundaria, de secundaria a bachillerato y de bachillerato a educación superior) y a descender solo a partir de edades posteriores. Prácticamente no se identifican diferencias entre hombres y mujeres.

En cambio, en el análisis del logro en años de escolaridad se identifica un patrón de “efectos acumulativos” en el que las pequeñas brechas iniciales se ensanchan con el paso del tiempo, en tanto se apilan los efectos del rezago y la desafiliación escolar. Esto nos sugiere la existencia de un proceso de acumulación de desigualdades en sentido estricto (el llamado “efecto Mateo”, tal como lo definen DiPrete y Eirich, 2006). Este efecto acumulativo se “apaga” lentamente a medida que la mayoría de los jóvenes ha salido de la escuela, incluidos los de estratos socioeconómicos altos. Es solo entonces (casi a los 30 años de edad) que las brechas se estabilizan.

El análisis del logro ocupacional también sugiere la existencia de interacción con la edad con un patrón de desigualdad de tipo acumulativo, aunque menos acentuado que en los resultados educativos. Por ejemplo, en el caso de los hombres, se observó que el mayor crecimiento de las brechas de ISEI entre percentiles del 100 ocurre antes de los 25 años de edad, probablemente, por el efecto de acumulación de diferencias en años de escolaridad en esas edades. Evidentemente, la *temporalidad* asociada a la adquisición de credenciales educativas tiene su impacto sobre los niveles de desigualdad en logros ocupacionales en las distintas edades. La importancia de la escolaridad como factor mediador es tal que, una vez que controlamos las brechas por escolaridad, desaparece el efecto acumulativo de la desigualdad por edad.

Por otra parte, si en la escolaridad no identificamos diferencias sustantivas entre hombres y mujeres, el logro ocupacional es un caso aparte. A diferencia de los varones, que claramente acumulan desigualdad a medida que avanza la edad, los modelos para mujeres identifican brechas muy acentuadas pero relativamente constantes a lo largo de todas las edades consideradas. Esto nos sugiere que el peso de los orígenes sociales sobre la desigualdad de logros ocupacionales de las mujeres se manifiesta de manera intensa incluso a edades tempranas, de modo que es menos claro que exista un proceso de acumulación de desigualdades con la edad en sentido estricto.<sup>18</sup> Por lo tanto, si existe un efecto de la edad en la estructuración de las desigualdades en logros ocupacionales de las

18 Aunque este proceso de acumulación de desigualdades parece haberse acentuado en las cohortes más jóvenes.

mujeres, este efecto parece estar imbricado en dispositivos de género que son de activación temprana y de larga duración a lo largo de toda la etapa del curso de vida aquí analizada.

Una cuarta cuestión tiene que ver con lo que hemos llamado “efectos de contexto”. ¿En qué medida los efectos del origen social están mediados por factores de contexto sociodemográfico, como la composición familiar y el estado marital? ¿Podemos identificar efectos del contexto histórico que se evidencian en manifiestas diferencias entre las cohortes de nacimiento?

Con respecto a los factores demográficos, nuestro análisis sugiere que las características de coresidencia familiar no parecen mediar de manera significativa los efectos de los orígenes sociales, aunque fue posible identificar algunos efectos a partir de la salida de la infancia. Por ejemplo, se observa que los efectos de la desigualdad por orígenes sociales sobre la asistencia escolar se reducen a partir de los 14 años cuando se controla por la condición de coresidencia con los padres y la situación marital, lo cual podría explicarse por el incremento paulatino de la proporción de jóvenes unidos en los estratos bajos y los efectos negativos de esta transición temprana en la asistencia escolar. No obstante, en términos generales, las mediaciones de contexto sociodemográfico familiar son débiles, lo cual nos advierte sobre la necesidad de investigar más a fondo hasta qué punto las condiciones de desigualdad socioeconómica afectan los resultados educativos y ocupacionales mediante mecanismos distintos a la composición demográfica de la familia.<sup>19</sup>

Por otro lado, identificamos “efectos cohorte” significativos en la desigualdad en asistencia escolar. El incremento en la cobertura escolar ha generado un desplazamiento de esas desigualdades hacia edades más tardías. Este resultado es consistente con las tendencias que se han observado en otros países con avances en la cobertura educativa (Shavit y Blossfeld, 1993; Raftery y Hout, 1993). Lo que este cambio revela es que existe una asociación entre la cobertura de los niveles educativos y la desigualdad en asistencia escolar. En tanto la asistencia a los distintos niveles educativos se encuentra regulada por la edad, es esperable que, al incrementarse la cobertura más rápidamente en los niveles básicos que en los intermedios y avanzados, la desigualdad en asistencia escolar se desplace a las edades que corresponden a estos últimos niveles. Es este tipo de “institucionalización por edad” de la desigualdad el que surge a la luz con un análisis como el que aquí hemos propuesto.

También fue posible encontrar algunos cambios por cohorte en la desigualdad en los años de escolaridad y en el *status* ocupacional. Con excepción del logro educativo de las mujeres, en donde hay un aparente cambio de tendencia en la estructuración por edad de

19 Al mismo tiempo, debemos reconocer que, en este aspecto, nuestros resultados están lejos de ser concluyentes. Los datos disponibles solo nos permiten realizar una aproximación muy elemental a los factores de contexto familiar, pues se limita a los patrones de coresidencia familiar y deja de lado aspectos dinámicos y procesuales de las condiciones familiares que probablemente tienen efectos mediadores importantes. En este sentido, sería necesario contar con mejores fuentes de datos longitudinales para así poder profundizar en el análisis de los efectos de dicho contexto sobre los logros educativos y ocupacionales.

la desigualdad hacia un patrón más parecido al de los varones, los “efectos cohorte” parecen ser más de “intensidad” que de “calendario”, es decir, estar más relacionados con el nivel de la desigualdad que con su patrón por edad. En general, con respecto a la cohorte más antigua (1946-1948), se observa una tendencia hacia la reducción de las desigualdades, tanto en logros educativos como ocupacionales. No obstante, es difícil establecer si tales cambios representan una tendencia permanente. Las brechas educativas se incrementan ligeramente en la cohorte más joven (1978-1980) con respecto a la intermedia (1966-1968), y la reducción de las desigualdades en logros ocupacionales ocurre solo a edades tempranas, pero se mantiene en niveles similares a medida que los entrevistados alcanzan los 30 años de edad.

En un plano más general y más allá de los resultados empíricos recién descritos, creemos que el desarrollo de una aproximación longitudinal al proceso de estratificación social ha sido importante para avanzar hacia una incorporación de la perspectiva del curso de vida en los estudios de estratificación y movilidad social. Como señalamos al inicio del trabajo, la aproximación clásica a dicho proceso es inherentemente longitudinal, aunque no incorpora de manera explícita los “efectos edad”. Al enfatizar estos efectos en nuestro análisis, podemos concluir no solo que la desigualdad educativa y la ocupacional varían sustantivamente con la edad, sino también que estas variaciones siguen patrones sistemáticos.

Identificamos dos tipos de patrones etarios de la desigualdad: uno “acumulativo” y otro “transicional”. La existencia de un patrón acumulativo implica que las diferencias son pequeñas a edades tempranas y crecen en el transcurso del curso de vida (ya sea que este incremento sea permanente o que continúe hasta alcanzar un máximo persistente). Por su parte, un patrón transicional implica que las desigualdades se magnifican en edades específicas, para luego descender de manera significativa. La identificación de estos dos patrones es importante no solo desde un punto de vista analítico, sino también para el diseño de políticas públicas destinadas a abatir la desigualdad: mientras que un patrón transicional llama a una estricta focalización por edad de estas políticas, un patrón acumulativo implica una atención temprana y permanente de las desigualdades.

No obstante lo anterior, cabe destacar que no hay que sobredimensionar la distinción entre ambos patrones, ya que deben entenderse como complementarios más que como opuestos. Así, por ejemplo, el patrón transicional que caracteriza a la desigualdad por edad en la asistencia escolar puede entenderse como el resultado de trayectorias escolares de distinta duración, y, por lo tanto, tiene una conexión causal con la acumulación de desigualdades en logros educativos en el transcurso del curso de vida.

Por último, la identificación de estos patrones lleva a preguntas que pueden motivar investigaciones posteriores. Una de ellas es si la mezcla de patrones transicionales y acumulativos es un rasgo inherente al proceso de estratificación social en las sociedades contemporáneas o una característica particular del caso mexicano. Otra pregunta es si otras dimensiones de la desigualdad (como la desigualdad en los ingresos, la acumulación

de activos, la salud, etc.) siguen patrones transicionales o acumulativos como los que aquí hemos descrito.

Para avanzar en estas cuestiones, es necesario desarrollar una agenda comparativa entre países y extender el análisis a otras dimensiones de la desigualdad. Evidentemente el principal obstáculo de esta agenda en América Latina es que existen pocas fuentes de datos longitudinales –ya sea basadas en estudios de panel o en encuestas retrospectivas como la EDER– que proporcionen información detallada sobre los logros educativos y ocupacionales a lo largo del curso de vida (por no mencionar otras dimensiones de la desigualdad). Es en el desarrollo de estas fuentes de información donde debe enfocarse durante los próximos años el esfuerzo conjunto de demógrafos y sociólogos interesados en los procesos de reproducción intergeneracional de la desigualdad.

## Bibliografía

- ARIZA, M. y O. de Oliveira (2005), "Unión conyugal e interrupción de la trayectoria laboral de las trabajadoras urbanas en México", en M. E. Zavala de Cosío, M. L. Coubés y R. Zenteno (coords.), *Cambio demográfico y social en el México del siglo xx: una perspectiva de historias de vida*, México: COLEF/ITESM-EGAP/Cámara de Diputados/Porrúa.
- BALÁN, J., H. L. Browning y E. Jelin (1977), *El hombre en una sociedad en desarrollo*, México: Fondo de Cultura Económica.
- BASK, M. y M. Bask (2010), *Inequality Generating Processes and Measurement of the Matthew Effect*, Uppsala: Uppsala University, Department of Economics, Working Paper 19.
- BLAU, P. y O. D. Duncan (1967), *The American Occupational Structure*, Nueva York: John Wiley.
- BLOSSFELD, H. P., E. Klijzing, M. Mills y K. Kurz (2005), *Globalization, uncertainty and youth in society*, Londres: Routledge.
- BRÜCKNER, H. y K. Ulrich Mayer (2005), "Destandardization of the Life Course: what it might mean? And if it means anything, whether it actually took place?", en Ross MacMillan (ed.), *The structure of the life course: standardized? individualized? Differentiated?*, Nueva York: Elsevier, *Advances in Life Course Research* 9, pp. 27-53.
- BRUNET, N. y P. Solís (2012), "Procesos de estratificación social en la transición a la vida adulta en México", ponencia presentada en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP), Montevideo, Uruguay, 23-26 de octubre, en <[http://www.alapop.org/Congreso2012/DOCSFINAIS\\_PDF/ALAP\\_2012\\_FINAL609.pdf](http://www.alapop.org/Congreso2012/DOCSFINAIS_PDF/ALAP_2012_FINAL609.pdf)>, acceso 16 de febrero de 2013.
- CASTRO MÉNDEZ, N. (2004), "Temporalidades reproductivo-laborales de las mujeres mexicanas de tres cohortes", en *Papeles de Población*, núm. 41, México D.F.: CIEAP, pp. 107-139.
- CASTRO MÉNDEZ, N. y L. Gandini (2008), "La salida de la escuela y la incorporación al trabajo de tres cohortes de hombres y mujeres en México", trabajo presentado en el Seminario "La Dinámica Demográfica y su impacto en el mercado laboral de los jóvenes", Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Xochimilco, México D.F., 28 de noviembre. Disponible en <<http://www.ses.unam.mx/curso2010/pdf/M5S1-CastroGandini2008.pdf>>, acceso 18 de junio de 2013.
- CÓRDOVA, A. (2009), "Methodological Note: Measuring Relative Wealth using Household Asset Indicators", en *Americas Barometer Insights*, 2008, núm. 6, Nashville: Vanderbilt University.
- DANNEFER, D. (2003), "Cumulative advantage/disadvantage and the life course: cross-fertilizing age and social science theory", en *Journal of Gerontology*, 58-B, Oxford: Oxford University Press, pp. S327-S337.

- DIPRETE, T. A. (2002), "Life course risks, mobility regimes, and mobility consequences: A comparison of Sweden, Germany, and the United States", en *American Journal of Sociology*, 108, Chicago: University of Chicago Press, pp. 267-309.
- DIPRETE, T. A. y G. M. Eirich (2006), "Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments", en *Annual Review of Sociology*, vol. 32, agosto.
- ELDER, G. H. Jr. (1992), "Models of the life course. The American Occupational Structure by Peter Blau, Otis Dudley Duncan", en *Review Contemporary Sociology*, vol. 21, núm. 5, septiembre, pp. 632-635.
- ELDER, G. H. Jr., J. M. Kirkpatrick y R. Crosnoe (2003), "The Emergence and Development of Life Course Theory", en J. Mortimer, T. Michael y J. Shanahan, *Handbook of the life course*, Nueva York: Kluwer/Plenum.
- FILMER, D. y L. H. Pritchett (2001), "Estimating Wealth Effect Without Expenditure Data or Tears: An Application to Educational Enrollments in States of India", en *Demography*, núm. 38, pp. 115-132 .
- GANZEBOOM, H. G., P. M. de Graaf y D. J. Treiman (1992), "A standard international socioeconomic index of occupational status", en *Social Science Research*, 21, pp. 1-56.
- GANZEBOOM, H. G. y D. J. Treiman (1996), "Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 International Standard Classification of Occupations", en *Social Science Research*, 25, pp. 201-239.
- GANZEBOOM, H. G., D. J. Treiman y C. Ultee Wout (1991), "Comparative Intergenerational Stratification Research: Three Generations and Beyond", en *Annual Review of Sociology*, 17 (1), pp. 277-302.
- GIORGULI, S. E. (2011), "Caminos divergentes hacia la adultez en México", en G. Binstock y J. Melo Vieira (Coords.), *Nupcialidad y familia en la América Latina Actual*, Campinas: UNICAMP/ALAS, pp. 123-163.
- HAUSER, R. M. y M. Andrew (2006), "Another Look at the Stratification of Educational Transitions: The Logistic Response Model with Partial Proportionality Constraints", en Ross M. Stolzenberg (ed.), *Sociological Methodology 2006*, Cambridge (MA): Basil Blackwell and American Sociological Association, pp. 1-26.
- HAUSER, R. M y J. R. Warren, (1996), *Socioeconomic Indexes for Occupations: A Review, Update, and Critique*, Madison (WI): University of Wisconsin, CDE Working Paper núm. 96-01.
- HECKMAN, J. J. (1974), "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply", en *Econometrica*, vol. 42, núm. 4, julio, pp. 679-694.
- (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", en *Econometrica*, vol. 47, núm. 1, enero, pp. 153-161.

HERNÁNDEZ DE FRUTOS, T. (1993), "El 'status attainment' a mitad de camino entre teoría y técnica analítica", en *REIS: Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, núm. 61, pp. 185-200.

HILLMERT, S. (2010), *Cumulative inequality along the life course. Long-term trends on the German labour market*, Tübingen: University of Tübingen, ESOC, Working Paper 1.

HOUT, M. (2004), "Maximally maintained inequality revisited: Irish educational mobility in comparative perspective", en M. N. Ghiolla Phadraig y E. Hilliard (eds.), *Changing Ireland, 1989-2003*, Berkeley: University of California-Berkeley, SRC Working Paper.

HOUT, M. y T. H. DiPrete (2006), "What we have learned: RC28's contributions to knowledge about social stratification", en *Research in Social Stratification and Mobility*, pp. 1-20.

KERCKHOF, A.C. (1995), "Institutional Arrangements and Stratification Processes in Industrial Societies", en *Annual Review of Sociology*, 15, pp. 323-47.

----- (2001), *Education and Social Stratification Processes in Comparative Perspective*. Sociology of Education (Extra Issue) 2001, pp. 3-18.

----- (2003), "From Student to Worker", en J. T. Mortimer y M. J. Shanahan, *Handbook of the life course*, Nueva York: Kluwer/Plenum.

KOHLI, M. (2007), "The institutionalization of the life course: looking back to look ahead", en *Research on Human Development*, 4(34), pp. 253-271.

58

Año 7  
Número 13  
Julio/  
diciembre  
2013

LUCAS, S. R. (2001), "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects", en *American Journal of Sociology*, vol. 106, núm. 6, mayo, pp. 1642-1690.

MARE, R. D. (1981), "Change and Stability in Educational Stratification", en *American Sociological Review*, 46, pp. 72-87.

MARSHALL, V. W. y M. M. Mueller (2003), "Theoretical Roots of the Life-Course Perspective", en W. R. Heinz y V. W. Marshall (eds.), *Social dynamics of the Life Course. Transitions, Institutions and Interrelations*.

MAYER, K. U. (2009), "New Directions in Life Course Research", en *Annual Review of Sociology*, 35, pp. 413-433.

MERTON, R. K. (1968), "The Matthew Effect in Science", en *Science*, New series, vol. 159, núm. 3810, enero, pp. 56-63.

O'RAND, A. M. (2009), "Cumulative Processes in the Life Course", en G. H. Elder y J. Z. Giele (eds.), *The Craft of Life Course Research*, Nueva York: The Guilford Press, pp. 121-140.

PUGA, I. y P. Solís (2010), "Estratificación y transmisión de la desigualdad en Chile y México. Un estudio empírico en perspectiva comparada", en J. Serrano Espinosa y F. Torche (eds.), *Movilidad social en México: población, desarrollo y crecimiento*, México D. F.: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.

- RAFTERY, A. E. y M. Hout (1993), "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75", en *Sociology of Education*, vol. 66, núm. 1, enero, pp. 41-62.
- RILEY, M. W. (1987), "On the significance of age in sociology", en *American Sociological Review*, 52, pp. 1-14.
- RILEY, M. W., M. Johnson y A. Foner (1972) (eds.), *Aging and Society*, vol. 3: *A Sociology of Age Stratification*, Nueva York: Russell Sage.
- ROSENFELD, R. A. (1992), "Job Mobility and Career Processes", en *Annual Review of Sociology*, 18, pp. 39-61.
- SEWELL, W., A. Haller y G. Ohlendorf (1970), "The educational and early occupational attainment process: Replication and Revision", en *American Sociological Review*, vol. 35, núm. 6, pp. 1014-1027.
- SEWELL, W., A. Haller y A. Porter (1969), "The educational and early occupational attainment process", en *American Sociological Review*, núm. 34, pp. 82-92.
- SEWELL, W. y R. Hauser (1972), "Causes and consequences of higher education: models of the status attainment process", en *American Journal of Agricultural Economics*, núm. 54, pp. 851-861.
- SHAVIT, Y. y H. P. Blossfeld (1993), *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder (CO): Westview.
- SHAVIT, Y., M. Yaish y E. Bar-Haim (1990), *The persistence of persistent inequality*, en <[http://www.ccsr.ac.uk/qmss/seminars/2008-crossnat/documents/shavit\\_new.pdf](http://www.ccsr.ac.uk/qmss/seminars/2008-crossnat/documents/shavit_new.pdf)>, acceso febrero de 2013.
- SOLÍS, P. (2012), "Desigualdad social y transición de la escuela al trabajo en la Ciudad de México", *Estudios Sociológicos*, vol. XXX, núm. 90, pp. 641-680.
- SOLÍS, P. y F. Billari (2002), *Structural change and occupational attainment in Monterrey, Mexico*, Alemania: Max Planck Institute for Demographic Research, Working Paper 038, en <<http://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2002-038.pdf>>, acceso 16 de febrero de 2013.
- SOLÍS, P. e I. Puga (2011), "Efectos del nivel socioeconómico de la zona de residencia sobre el proceso de estratificación social en Monterrey", en *Estudios Demográficos y Urbanos*, 26-2 (77), pp. 233-265.
- SUÁREZ, L. (1992), "Trayectorias laborales y reproductivas: una comparación entre México y España", en *Estudios Demográficos y Urbanos* 20-21, vol. 7, núm. 2 y 3, mayo-diciembre.
- TREIMAN, D. J. y H. B. Ganzeboom (2000), "The fourth generation of Comparative Stratification Research", en S. R. Quash y A. Sales (eds.), *The International Handbook of Sociology*.

