

Desigualdad social y transición de la escuela al trabajo en la Ciudad de México*

Patricio Solís

Resumen

Los trabajos sobre desigualdad social en América Latina han estudiado principalmente la desigualdad de condición, dejando de lado los mecanismos que contribuyen a la persistencia de la desigualdad a lo largo del tiempo. Se ha sugerido que para identificar estos mecanismos es necesario analizar la desigualdad de oportunidades; es decir, la forma en que las brechas de origen en circunstancias sociales se convierten en destinos socialmente heterogéneos. Partiendo de la perspectiva del curso de vida, en este artículo exploro la magnitud de los efectos de las circunstancias sociales de origen en un conjunto de resultados educativos y ocupacionales ocurridos durante la fase del curso de vida conocida como transición escuela-trabajo (edad al dejar la escuela, años de escolaridad, edad de entrada al trabajo, y clase social de entrada al trabajo). El análisis indica que, incluso en un entorno con mayor abundancia relativa de oportunidades como la Ciudad de México, persiste una estrecha asociación entre la desigualdad en orígenes sociales y la desigualdad en estos resultados, incluso después de controlar por una serie de variables sociodemográficas. Estos resultados contribuyen a destacar la importancia de la transición escuela-trabajo como una etapa crucial en el proceso de reproducción intergeneracional de la desigualdad a lo largo del curso de vida.

Palabras clave: curso de vida, transición escuela-trabajo, movilidad social, Ciudad de México, jóvenes.

* Esta investigación fue financiada por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (Conacyt), a través de su Fondo de Investigación Científica Básica.

Abstract**Social inequality and transition from school to work in Mexico City**

Works on social inequality in Latin America have mainly studied the inequality of condition, apart from the mechanisms that contribute to the persistence of inequality over time. It has been suggested that to identify these mechanisms it is necessary to analyze the inequality of opportunities, in other words, how gaps of origin in social circumstances become socially heterogeneous destinations. Based on the life course perspective, in this paper I explore the magnitude of the effects of the social circumstances of origin of a set of educational and occupational outcomes occurred during the phase of the course of life known as school-work transition (age when leaving school, years of schooling, age of entry to work, and social class of entry to work). The analysis indicates that even in an environment with higher relative abundance of opportunities as Mexico City, it remains a close association between social origins inequality and inequality in these outcomes, even after controlling for a number of sociodemographic variables. These results help to highlight the importance of the transition from school to work as a crucial stage in the process of intergenerational transmission of inequality over the life course.

Key words: lifetime, transition from school to work, social mobility, Mexico City, young people.

Introducción

Los estudios sobre desigualdad social plantean una distinción fundamental entre la desigualdad de condiciones y la desigualdad de oportunidades. La desigualdad de condiciones atañe a la distribución inequitativa de los recursos económicos, la educación, la salud u otros activos en un momento dado en el tiempo. La desigualdad de oportunidades es el grado en que el acceso a estos recursos depende de características heredadas, tales como las circunstancias socioeconómicas de la familia de origen, el género o la pertenencia racial/étnica (Boudon, 1974; Breen y Jonsson, 2005). Es esperable que ambas formas de desigualdad tengan una asociación empírica (en las sociedades con una alta desigualdad de condición, la distribución de recursos heredados es más dispareja y por tanto podríamos esperar también alta desigualdad de oportunidades). Sin embargo, es importante mantener la distinción conceptual al menos por dos razones. En primer lugar, dado un cierto grado de desigualdad de condiciones, es teóricamente posible observar distintos niveles de desigualdad de oportunidades, debido a la operación de factores que mitigan estas desigualdades, como puede ser la presencia de instituciones o políticas sociales que “nivelan el terreno” de las oportunidades (programas educativos

compensatorios, medidas de acción afirmativa y otras políticas de bienestar social). En segundo lugar, y más importante para los propósitos de este trabajo, al estudiar la desigualdad de oportunidades se ponen de relieve los procesos que conducen a la reproducción de la desigualdad social a través de las generaciones y a lo largo del tiempo.

En México, como en muchos otros países de América Latina, los estudios sobre desigualdad social se han enfocado principalmente a la desigualdad de condiciones. Esto permite obtener medidas globales de desigualdad distributiva (como el índice de Gini para medir la desigualdad de ingresos), pero no contribuye mucho a entender cómo la desigualdad se reproduce en el transcurso del tiempo. A partir de inicios de la década pasada una serie de estudios han dado un nuevo enfoque al problema mediante el análisis de los cambios en los patrones de movilidad social (Cortés y Escobar, 2005; Solís, 2005; 2007; Zenteno y Solís, 2006; Parrado, 2005; Serrano Espinosa y Torche, 2010). Una de las conclusiones más importantes de estos estudios es que durante el periodo de crisis y reestructuración económica de los años ochenta y noventa se rigidizó el régimen de estratificación social, ya que las oportunidades de movilidad social estuvieron crecientemente determinadas por la clase social de origen (Solís, 2005; Cortés, Escobar y Solís, 2007). Esta nueva ola de estudios sobre movilidad social puso el acento justamente en el problema de la transmisión intergeneracional de la desigualdad, recuperando así una perspectiva analítica que había sido prácticamente abandonada en México desde finales de los años setenta.

No obstante, y a pesar de los importantes avances de la última década, aún hay muchas cuestiones sin resolver en torno a los mecanismos que contribuyen a la reproducción intergeneracional de la desigualdad. De cierto modo, la situación actual en México es parecida a la que describieron hace dos décadas Ganzeboom y coautores (1991) en relación con el campo de estudios comparativos internacionales sobre estratificación social: al orientar los esfuerzos hacia el análisis de la movilidad intergeneracional (y fundamentalmente la movilidad intergeneracional de clase), se han dejado de lado preguntas básicas sobre los determinantes y las consecuencias del logro educativo y ocupacional de las personas. En este aspecto, dos áreas que requieren mayor atención son, por un lado, la incorporación de la perspectiva del curso de vida, que advierte sobre posibles variaciones en los efectos de los orígenes sociales a lo largo de las distintas etapas de la vida y diferentes dominios institucionales, y por otro un análisis más comprehensivo de los posibles efectos de diferentes dimensiones de la desigualdad (por ejemplo, la clase de origen, la escolaridad de los padres, el acceso a recursos económicos de la familia de procedencia, etc.) sobre eventos específicos en distintas fases del curso de vida.

Mi propósito en este trabajo es avanzar en esa dirección mediante el análisis de los efectos de un conjunto de variables asociadas a los orígenes sociales sobre la transición de la escuela al trabajo. Más específicamente, intento medir el grado en que diferentes dimensiones del origen social (la clase social, los recursos educativos, los recursos económicos y el origen migratorio) afectan cuatro resultados de esta transición: la edad de salida de la escuela, los años de escolaridad, la edad al primer trabajo y la clase de entrada al mercado de trabajo. Al emprender este esfuerzo exploro algunas hipótesis acerca de los determinantes de la transmisión intergeneracional de la desigualdad en el México urbano contemporáneo.

El trabajo utiliza una encuesta retrospectiva sobre trayectorias de vida y movilidad social levantada en la Zona Metropolitana del Valle de México. El entorno geográfico limitado de la encuesta es compensado por la riqueza de la información acerca de los orígenes socioeconómicos de los entrevistados y de sus trayectorias educativas y ocupacionales. En este sentido, aun cuando los resultados no pueden ser generalizados para el país en su conjunto, nuestro análisis nos permite dar cuenta de los procesos de transmisión intergeneracional de la desigualdad en los resultados de la transición escuela-trabajo con un detalle mayor que el de cualquier encuesta convencional no longitudinal.

Orígenes sociales y transición escuela-trabajo

La estratificación social es a la vez una condición y un proceso (Kerckhoff, 2001). Como proceso, la estratificación social alude a los mecanismos que asignan a los individuos en posiciones sociales estratificadas. Este proceso puede tener lugar en distintas etapas de la vida, pero es evidente que muchas de las fuerzas que generan la desigualdad social operan relativamente temprano en el curso de vida.

Una de las etapas cruciales en el proceso de estratificación social es el periodo en el que se deja de estudiar y se transita al primer empleo, al cual se le suele denominar transición escuela-trabajo (Kerckhoff, 2000; Ryan, 2001; OECD, 1996; Shavit y Mueller, 1998). Esta transición es importante por dos razones. Por una parte, es el primer momento en la vida en que se establece un vínculo directo entre el logro educativo y la inserción ocupacional. Debido al papel fundamental de la escolaridad y los mercados de trabajo en el proceso de estratificación social, y tomando en cuenta el principio de ventajas y desventajas acumulativas a lo largo del curso de vida (el llamado efecto Mateo, véanse Merton, 1973 [1968]; Heinz y Krüger, 2001; O'Rand, 2009), es esperable que este primer encuentro entre trayectoria educativa y ocupacional

tenga consecuencias permanentes y de gran magnitud sobre las posibilidades de logro ocupacional y movilidad social en etapas posteriores de la vida. Por otra parte, dada la situación de débil afiliación institucional que caracteriza a esta etapa del curso de vida, sería de esperar que las características socioeconómicas heredadas de la familia de origen tuviesen efectos mayores sobre el curso de vida que en etapas posteriores, cuando los individuos han alcanzado una mayor integración en los distintos dominios institucionales. Es esta vulnerabilidad como “desafiliados transicionales” lo que habría hecho a los jóvenes particularmente vulnerables a los riesgos sociales y económicos de los procesos de globalización (Blossfeld *et al.*, 2005).

En este artículo analizo cuatro resultados específicos de la transición escuela-trabajo: la salida de la escuela, la entrada al mercado de trabajo, los años de escolaridad y la clase de entrada al mercado de trabajo. Los primeros dos resultados son los eventos clave de esta transición: la salida de la escuela implica el fin de un periodo más o menos prolongado de afiliación al sistema educativo, en tanto la entrada al trabajo marca el principio de la trayectoria ocupacional.¹ Dado que en la Ciudad de México estos dos eventos son prácticamente universales,² es más relevante preguntarse a qué edades ocurrieron (diferencias de calendario) que si son experimentados o no. Por otra parte, aunque desde la perspectiva de curso de vida el calendario de los eventos se considera un factor relevante en sí mismo, al orientar nuestro análisis hacia los procesos de estratificación social es necesario incorporar, además de la dimensión temporal, los resultados de las transiciones en términos del logro educativo y ocupacional. Es por ello que incluimos como resultados adicionales tanto los años de escolaridad alcanzados como la clase de entrada al mercado de trabajo.

Partimos de la pregunta: ¿En qué medida la desigualdad de oportunidades se expresa a través de la variabilidad en estos cuatro resultados? Para responder debemos hacer explícita nuestra perspectiva en torno a los efectos de la clase social, la educación, los recursos económicos y los orígenes migratorios sobre la reproducción intergeneracional de la desigualdad. En el enfoque sociológico clásico, la clase social es la dimensión clave de la desigualdad. No obstante, hay distintas aproximaciones al concepto de clase, que implican a su vez supuestos diferentes en torno a sus efectos sobre la transmisión inter-

¹ Evidentemente estos dos eventos están entrelazados, ya que la ocurrencia de uno de ellos suele precipitar la ocurrencia del otro (en uno u otro sentido), hecho que tomaré en consideración más adelante cuando analice los eventos por separado.

² En la submuestra utilizada en este trabajo, prácticamente todos los hombres habían salido de la escuela y tenían experiencia laboral a la edad 30; la salida de la escuela era también generalizada en las mujeres, y 92% reportaban haber trabajado antes de esa edad.

generacional de la desigualdad. La mayoría de los sociólogos contemporáneos define la clase social como un conjunto relativamente pequeño de grupos ocupacionales que difieren entre sí no sólo por su posición en el mercado de trabajo (propiedad relacional) sino también por su acceso desigual a activos y recompensas sociales (propiedad distributiva) (Bourdieu, 1984; Erikson y Goldthorpe, 2002; Featherman y Hauser, 1987; Olin Wright, 1985; Grusky, 1994). El principal desacuerdo no radica por tanto en la inclusión de estos dos componentes, sino en cuál es su importancia relativa como factores constitutivos de las clases sociales (Olin Wright, 2005; Hauser, 2010).

El debate acerca de las propiedades relacionales y distributivas se extiende a la discusión acerca de los efectos de la clase social sobre las oportunidades de vida: ¿Es la clase social de origen un determinante de los destinos individuales por sus propiedades relacionales o distributivas? En el contexto de este trabajo la pregunta puede ser formulada a través de hipótesis alternativas acerca de la asociación empírica entre la clase social de origen y los resultados de la transición escuela-trabajo: un efecto puramente distributivo implicaría que la asociación entre clase de origen y resultados desaparece una vez que se controlan los recursos educativos y económicos de la familia de origen; en caso de existir efectos relacionales que vayan más allá de las propiedades distributivas, la influencia de la clase social de origen debería permanecer incluso después de controlar el acceso a recursos educativos y económicos.

El enfoque de clases coexiste con otras dos explicaciones, no necesariamente antagonicas, acerca de la asociación entre los orígenes sociales y los destinos personales, una basada en la escolaridad y la otra en los recursos económicos. Aunque postulan distintos mecanismos, las teorías de capital cultural y capital humano predicen una fuerte asociación entre la educación de padres e hijos, y consecuentemente el logro ocupacional de estos últimos (Bourdieu, 1986; Coleman, 1988; Becker y Tomes, 1986). Esta asociación se da no sólo porque los niveles educativos de los padres se relacionan con otras fuentes de bienestar, como el ingreso, sino también debido a la herencia de capital cultural, que contribuye a fomentar las habilidades cognitivas y las expectativas de un mayor logro académico en los hijos. Por otra parte, tanto los enfoques sociológicos como los económicos identifican la disponibilidad de recursos económicos en la familia de origen como un activo de primera importancia en la reproducción intergeneracional de la desigualdad, ya que amplía las oportunidades y opciones educativas, reduce las presiones para el ingreso temprano al mercado de trabajo, y es una fuente de capital para los jóvenes que debutan en el mercado de trabajo mediante un negocio o actividad empresarial propia (Coleman, 1988; Filmer y Pritchett, 2001; Solís, 2007; Spi-

lerman, 2000). En resumen, podemos esperar que tanto la escolaridad como el nivel socioeconómico de los padres tengan efectos importantes sobre los resultados educativos y ocupacionales durante la transición escuela-trabajo, no sólo como variables mediadoras de los efectos de clase, sino también por sí mismas.

En este trabajo también exploro los efectos de los orígenes migratorios rurales sobre los resultados de la transición escuela-trabajo. El patrón de integración social y económica de los migrantes rurales fue un tema sobresaliente en la investigación sobre movilidad social en México en las décadas de los sesenta y setenta (Balán, Browning y Jelin, 1973; Muñoz, Stern y Oliveira, 1977; Roberts, 1978). En aquel tiempo, los migrantes rurales confrontaban difíciles condiciones socioeconómicas al arribar a la ciudad, pero el dinamismo económico y sus propios esfuerzos en la auto-creación de oportunidades de vivienda y trabajo les ofrecían posibilidades reales de integración económica y movilidad social ascendente, a tal grado que las tasas observadas de movilidad social ascendente eran similares para los migrantes rurales y los nativos de las ciudades (Balán, Browning y Jelin, 1973). Este relato de integración económica “exitosa” sugiere que durante el auge de la sustitución de importaciones los migrantes y sus hijos no sufrían enormes desventajas en términos de sus logros educativos y ocupacionales, o al menos que eran capaces de sobreponerse a ellas en etapas posteriores del curso de vida.

Como se sabe, a partir de los años ochenta la Ciudad de México se vio fuertemente afectada por un periodo de crisis y las transformaciones de la estructura productiva asociadas a la apertura financiera y comercial. Este periodo se ha caracterizado por un mercado de trabajo menos dinámico, por el crecimiento del sector informal, mayor competencia por el espacio urbano y una creciente vulnerabilidad de los pequeños y medianos productores ante la apertura comercial a las importaciones. En este escenario, el entorno urbano de la Ciudad de México pudo haberse vuelto más hostil para la integración económica y social de los migrantes rurales (Roberts, 2004). La pregunta entonces en el contexto de este trabajo es si esas transformaciones estructurales se reflejan en desventajas en términos de los resultados educativos y ocupacionales para quienes experimentaron la transición escuela-trabajo durante este periodo.

Finalmente, al analizar los resultados de la transición escuela-trabajo desde una mirada que integra las perspectivas de estratificación social y curso de vida, es importante considerar los posibles efectos acumulativos de otros eventos del curso de vida sobre los patrones de salida de la escuela y de inserción ocupacional, ya sea como variables que median los efectos de los orígenes socioeconómicos o como determinantes independientes que acentúan las

desigualdades. Para analizar esto incorporaré al análisis los efectos de dos eventos familiares característicos de la transición a la vida adulta —primera unión y nacimiento del primer hijo— sobre la salida de la escuela y la entrada al trabajo. Asimismo, exploraré en qué medida el logro educativo opera como mediador entre los orígenes sociales y el logro ocupacional.

Datos, métodos, variables

Datos

Los datos provienen de la Encuesta sobre Desigualdad y Movilidad Social en la Ciudad de México (Endesmov, 2009). Esta encuesta fue aplicada a 2 038 hombres y mujeres entre 30 y 60 años residentes en la Ciudad de México en 2009. La encuesta adoptó un formato de historias de vida, con historias residenciales y ocupacionales completas. También incorporó información retrospectiva sobre las transiciones familiares y educativas más relevantes. Dado que el propósito principal de la encuesta era obtener información sobre la transmisión intergeneracional de la desigualdad, se levantó una batería extensa de preguntas sobre las características socioeconómicas de la familia de los padres del entrevistado, lo cual provee información que no está disponible en las encuestas sociodemográficas habituales. Debido a que quienes migraron a la Ciudad de México siendo adultos experimentaron su transición escuela-trabajo en sus comunidades de origen y no en la Ciudad de México, la submuestra que se utiliza en este trabajo se restringió a los 1 725 entrevistados que eran nativos o bien migraron a ella antes de cumplir 15 años de edad.³

Variables de resultados y modelos estadísticos

La encuesta incluye información sobre la edad de salida de la escuela y la edad de entrada al primer trabajo. La edad a la salida de la escuela corresponde a la edad en que se dejó de asistir a la escuela por última vez. Dado que todos los entrevistados eran mayores de 30 años al momento de la encuesta, es razonable asumir que para la gran mayoría esta edad corresponde a la salida definitiva de la escuela. La edad al primer trabajo fue obtenida de las historias ocupacionales, que registraron todos los trabajos con una duración de tres

³ Para mayor información sobre la encuesta y el proyecto de investigación que la sustenta, véase Solís (2011).

meses de los entrevistados, independientemente de si estos trabajos eran de tiempo parcial o tiempo completo. La salida de la escuela y la entrada al trabajo serán analizadas mediante modelos de regresión de análisis de historia de eventos. Más específicamente, utilizaré modelos de regresión logística de tiempo discreto, ya que estos modelos son apropiados para el tratamiento de duraciones medidas en unidades discretas de tiempo (como en este caso la edad en años cumplidos) y al mismo tiempo facilitan la incorporación de variables independientes cambiantes en el tiempo (Allison, 1984).

Los otros dos resultados (años de escolaridad y clase de entrada al trabajo) no son dependientes en el tiempo, o al menos no lo son en la especificación que utilizo aquí. En el caso de los años de escolaridad, un problema que surge al aplicar modelos de regresión convencionales por mínimos cuadrados es que la variable dependiente no sigue una distribución normal, sino que tiende a concentrarse en años específicos que corresponden a la finalización de los niveles educativos. Por esta razón sustituyo los modelos de regresión por mínimos cuadrados por la regresión cuantílica, un método que no depende del supuesto de normalidad. Los coeficientes obtenidos mediante este tipo de regresión pueden ser interpretados de manera casi idéntica a los de la regresión convencional, con la diferencia de que el valor predicho no es la media de la variable dependiente, sino un percentil predefinido, en este caso la mediana (Hao y Naiman, 2007).

La clase de entrada es definida como la clase del primer trabajo después de dejar la escuela o, si no dejó la escuela a la edad de 30, el trabajo que se tenía a esta edad. Como en muchos otros países, la entrada al trabajo en México es frecuentemente un proceso irregular, marcado por intermitencias, en el que los jóvenes salen y entran con frecuencia del mercado de trabajo, ocupan posiciones provisionales de tiempo parcial o de baja jerarquía, y pasan cierto periodo de prueba y exploración antes de integrarse de tiempo completo al trabajo (Mortimer y Johnson, 1999; Kerckhoff, 2000; Balán, Browning y Jelin, 1973). En este sentido, el primer trabajo después de finalizar la escuela es un indicador más confiable del logro ocupacional temprano que el primer trabajo en general (Arum y Hout, 1998).

Para identificar la clase de entrada (así como la clase del padre) utilizo un esquema de cinco clases compatible con la clasificación que hemos propuesto en estudios anteriores (Solís, 2007; Solís y Cortés, 2009). En la cima de esta clasificación está la llamada clase de servicios (Erikson y Goldthorpe, 1992). Ésta integra ocupaciones que concentran altas credenciales o autoridad (gerentes, supervisores en actividades no manuales, profesionales) y que, en términos comparativos con otras ocupaciones, suelen caracterizarse por relaciones laborales reguladas por principios de confianza y delegación de

responsabilidad, más que por la disciplina y el control. La segunda categoría (no manual de rutina) incluye una diversidad de ocupaciones no manuales de menor jerarquía (oficinistas, profesores de escuela, técnicos sin título superior), que son menos demandantes en términos de habilidades y preparación académica y concentran poca o ninguna autoridad, pero se encuentran menos sujetas a supervisión o regulación disciplinaria que las ocupaciones manuales. La tercera categoría (ventas y cuenta propia) incluye tanto a los trabajadores por cuenta propia como a los empleados en ventas, así como a los trabajadores por cuenta propia en oficios. Este conjunto de actividades se caracterizan por tener menores ingresos y desempeñarse en ámbitos laborales muy diferentes a las de las clases no manuales precedentes, pues en ellas privan relaciones asalariadas con mayor grado de precariedad que en la clase anterior, o bien el trabajo por cuenta propia. La cuarta clase (manual de alta calificación) está integrada por los trabajadores asalariados en ocupaciones manuales calificadas (capataces industriales, operadores de maquinaria, obreros calificados, etc.). Finalmente, la clase de menor jerarquía la integran los trabajadores no calificados en actividades manuales y de servicios (albañiles, ayudantes fabriles, trabajadores de servicio doméstico y limpieza, etcétera).

Variables de origen socioeconómico

El origen socioeconómico de los entrevistados es medido a través de cinco variables:

- *La clase social del padre.* Se obtiene al clasificar la ocupación del padre (o jefe(a) económico(a) del hogar si el padre no era el principal sostén económico) a los 15 años de edad de la persona entrevistada, mediante el esquema de clases recién descrito.
- *Educación del padre.* Esta variable consiste en los años de escolaridad del padre o jefe(a) económico del hogar a los 15 años de la persona entrevistada. Aunque esta medida no corresponde a la totalidad de los recursos educativos disponibles (por ejemplo, la educación de la madre y otros hermanos, así como la disponibilidad de recursos materiales como libros, un lugar apropiado de trabajo, etc., deberían también ser considerados como recursos educativos), es una medida aproximada aceptable y la única disponible en la encuesta.
- *Índice de recursos económicos de la familia de origen (IRE).* Esta variable es un índice que mide la disponibilidad de recursos económicos en el hogar cuando la persona entrevistada tenía 15 años de edad. El índice

toma en cuenta si se disponía o no de los siguientes activos o servicios: licuadora, televisión, automóvil o camioneta, estufa eléctrica o de gas, refrigerador, lavadora de ropa, reproductor de discos o CD, cámara fotográfica, una enciclopedia, techo de cemento u otro material firme, piso de cemento o mosaico, baño dentro de la casa, teléfono y servicio doméstico. El índice fue construido utilizando análisis factorial por componentes principales. Dado que la mayor parte de las variables de activos y servicios son binarias (lo tiene frente a no lo tiene), el método convencional de componentes principales puede subestimar la varianza común y producir puntajes factoriales sesgados. Por tanto, utilicé un método alternativo diseñado específicamente para variables categóricas (Kolenikov y Angeles, 2005; 2009). El resultado fue una solución de factor único que resume 71% de la varianza común de los indicadores incluidos. A partir de este análisis factorial calculé el índice. Se ha demostrado que índices resumen de activos de naturaleza similar a éste constituyen una medida plausible de la riqueza relativa del hogar (Filmer y Pritchett, 2001; Rutstein y Johnson, 2004; Córdova, 2009).

- *Origen migratorio*. Para medir el origen migratorio utilicé la información del municipio de nacimiento de la persona entrevistada, así como datos de los censos de población y vivienda de México, a partir de los cuales identifiqué el tamaño de la localidad más grande dentro del municipio en el año censal más cercano al año de nacimiento. A partir de esta información clasifico a los migrantes rurales como aquellos que habían nacido en municipios cuya localidad más grande tenía menos de 10 mil habitantes.
- *Índice de orígenes sociales (IOS)*. Como discutí en la sección previa, es probable que las cuatro variables de orígenes sociales recién descritas tengan efectos independientes sobre los resultados de la transición escuela-trabajo (esta cuestión será revisada empíricamente más adelante). No obstante, estas variables también pueden ser entendidas como indicadores de una dimensión subyacente única que refleja el nivel socioeconómico de la familia de origen. Bajo esta interpretación alternativa, las cuatro variables pueden ser combinadas en un índice resumen de orígenes sociales. Para evaluar la viabilidad de esta interpretación realicé otro análisis factorial por componentes principales, incluyendo las cuatro variables.⁴ El resultado confirma que las cuatro variables están altamente correlacionadas y que pueden resumirse en un índice factorial que “explica” 60% de la varianza común. Este índice (al cual llamo índice de orígenes sociales o IOS) lo utilizaré para reducir dimensionalidad

⁴ Dado que el origen migratorio es una variable dicotómica, utilicé nuevamente el método alternativo propuesto por Kolenikov y Angeles.

en los modelos de regresión y así introducir interacciones relevantes en algunos de los modelos.

Otras variables

En todos los modelos de regresión incluyo la cohorte de nacimiento como una variable de control, a través de un término lineal que resume los cambios en tres cohortes: 1950-1963, 1964-1971 y 1972-1980. Por otra parte, en los modelos de historia de eventos incluyo una variable cambiante en el tiempo a la que he llamado situación familiar. Esta variable intenta registrar los efectos de las transiciones familiares (primera unión y primer hijo) sobre la salida de la escuela y la entrada al trabajo (0 = sin transiciones, 1 = experimentó alguna de las dos transiciones). Finalmente, introduzco un control estadístico de la relación bidireccional entre la salida de la escuela y la entrada al trabajo mediante la inclusión como variable cambiante en el tiempo de uno de los eventos en el modelo que corresponde al otro evento.

Resultados

Los Cuadros 1 y 2 presentan las tendencias por cohorte en los cuatro resultados, así como las relaciones bivariadas con las variables de orígenes socioeconómicos. Con respecto a los niveles generales de escolaridad, la mediana en años de escolaridad es 11.0 años para los hombres y 9.6 años para las mujeres. Hay un incremento moderado en la escolaridad de las cohortes más jóvenes. No obstante, en las cohortes incluidas en nuestro trabajo este incremento se ha producido principalmente en la educación media (secundaria y bachillerato), mientras que el acceso a la educación superior sólo mostró un leve repunte en la última cohorte.⁵

El incremento en la escolaridad podría hacernos esperar alzas equivalentes en la edad a la salida de la escuela. No obstante, la edad mediana de salida sólo tiene aumentos importantes para los varones (de 18.1 a 19.3 años). Para las mujeres la mediana permanece estable en torno a los 17.5 años. Cabe hacer notar que la edad mediana de salida excede en todos los casos la edad mínima necesaria para alcanzar la escolaridad mediana. Así, por ejemplo, si asumimos que la edad de entrada a la escuela es de 6.5 años, una progresión ininterrumpida en la escuela implicaría que la edad mediana de salida fuese

⁵ La proporción de entrevistados con al menos un año de estudios superiores sólo se incrementó de 22.5% a 25.2% entre las cohortes 1950-1953 y 1964-1971.

Cuadro 1 (conclusión)

| | Edad mediana de salida de la escuela | Mediana de años de escolaridad | Edad mediana al primer trabajo | Clase de entrada al trabajo | | |
|--|--------------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|--------------------------------|-----------------------------|
| | | | | Clase de servicios | No manual de rutina y comercio | Manual de alta calificación |
| Origen migratorio | | | | | | |
| Nativos y migrantes urbanos | 18.8 | 11.1 | 17.5 | 12.0 | 24.5 | 18.8 |
| Migrantes rurales | 16.3 | 8.5 | 16.5 | 7.7 | 19.8 | 19.8 |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | | | | | | |
| Tercil inferior | 15.6 | 8.7 | 16.3 | 4.6 | 10.9 | 23.9 |
| Segundo tercil | 19.1 | 11.2 | 17.4 | 12.5 | 25.0 | 17.4 |
| Tercil superior | 22.9 | 14.1 | 18.5 | 19.2 | 37.4 | 14.9 |
| Total | 18.7 | 11.0 | 17.5 | 11.8 | 24.3 | 18.8 |

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Endesmov 2009.

Cuadro 2 (conclusión)

| | Edad mediana salida de la escuela | Mediana de años de escolaridad | Edad mediana al primer trabajo | Clase de entrada al trabajo | | |
|--|-----------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|--------------------------------|-----------------------------|
| | | | | Clase de servicios | No manual de rutina y comercio | Manual de alta calificación |
| Origen migratorio | | | | | | |
| Nativos y migrantes urbanos | 17.5 | 9.8 | 18.4 | 7.5 | 17.8 | 12.3 |
| Migrantes rurales | 13.6 | 5.9 | 15.4 | 1.8 | 6.0 | 12.2 |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | | | | | | |
| Tercil inferior | 14.7 | 7.6 | 16.7 | 0.7 | 15.8 | 22.4 |
| Segundo tercil | 17.2 | 9.7 | 18.6 | 6.0 | 18.9 | 12.0 |
| Tercil superior | 21.2 | 12.5 | 19.0 | 14.3 | 16.1 | 3.5 |
| Total | 17.4 | 9.6 | 18.3 | 7.2 | 17.2 | 12.3 |

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Endesmov 2009.

17.5 años para los hombres (6.5 años de edad + 11.0 años de escolaridad), pero el valor estimado es 1.2 años mayor (18.7 años). Esta discrepancia puede ser explicada al considerar que existen muchos factores que producen retrasos e interrupciones en la progresión de grados escolares, tanto endógenos al sistema escolar (reprobación de grados, por ejemplo) como exógenos (eventos externos que pueden propiciar la interrupción de los estudios). En la medida en que las personas avanzan en sus trayectorias educativas, estos retrasos se acumulan y por ello se amplía la brecha entre los años de escolaridad y la edad mínima requerida para completarlos.

La edad mediana al primer trabajo se estima en 17.5 años para los hombres y 18.3 años para las mujeres. La poca magnitud de esta diferencia podría parecer sorprendente, dado que las tasas de participación laboral son mucho menores para las mujeres, incluso en la Ciudad de México. Sin embargo, un análisis detallado de las historias ocupacionales revela que, para el país en su conjunto y con más claridad para la Ciudad de México, el principal factor que explica la baja participación de las mujeres no es que nunca hayan tenido experiencia en el mercado de trabajo, sino la alta proporción de mujeres que salen del trabajo una vez que han iniciado su trayectoria laboral, frecuentemente luego de unirse o tener hijos (Ariza y Oliveira, 2005; Triano, 2010). En este sentido, en la Ciudad de México el calendario y la intensidad de la entrada al primer trabajo tienen mayores semejanzas entre hombres y mujeres de lo que inicialmente podría pensarse.

Son pocos los entrevistados que logran ingresar al trabajo en la llamada clase de servicios (11.8% de los hombres y 7.2% de las mujeres). La entrada en posiciones no manuales de rutina es más frecuente, particularmente entre las mujeres (36.7%), quienes suelen tener mayor presencia relativa en algunas posiciones no manuales de baja jerarquía (oficinistas, enfermeras, maestras) debido en parte a la segregación ocupacional por género (Macedo Martínez, 2003; Solís y Cortés, 2009). Las proporciones que inician como trabajadores por cuenta propia o en ventas son similares para ambos sexos (15.0% y 17.2% para hombres y mujeres, respectivamente). Prácticamente la mitad de los hombres y 39% de las mujeres entraron en la clase manual, con proporciones muy similares en posiciones de alta y baja calificación. No hay diferencias de gran magnitud entre cohortes en estas distribuciones. La única categoría que muestra algún incremento es la de trabajadores por cuenta propia y en ventas, que adquiere importancia a expensas sobre todo de las ocupaciones manuales.⁶

⁶ Este cambio es consistente con el aumento de la importancia del sector informal en la Ciudad de México durante el periodo histórico que cubren las cohortes bajo estudio. Para un análisis de las tendencias en el mercado de trabajo durante este periodo, véase Pacheco (2004).

Si revisamos ahora las diferencias por clase social de origen, encontramos una fuerte relación con los cuatro resultados. La edad mediana a la salida de la escuela se reduce de 23.6 años para los hombres provenientes de la clase de servicios a 16.8 años para los hijos de trabajadores manuales no calificados (23.0 frente a 15.8 años en el caso de las mujeres). La brecha en años de escolaridad es de 5.3 años. Las diferencias entre las clases extremas en la edad de entrada al trabajo no son tan amplias, pero aún así son importantes (2.9 años para hombres y 2.2 para mujeres). Por último, las oportunidades de entrada a las clases de mayor jerarquía se incrementan significativamente en la medida en que aumenta la jerarquía de la clase del padre. Por ejemplo, tres de cada cuatro mujeres con orígenes en la clase de servicios entraron a ocupaciones no manuales, frente a sólo una de cada cuatro hijas de trabajadores manuales de baja calificación.

Estos resultados ofrecen evidencia inicial que apoya la hipótesis de un fuerte condicionante de clase en la transición escuela-trabajo. No obstante, no es tan evidente a partir de estas relaciones bivariadas si los efectos de clase se producen principalmente en virtud de su asociación con la disponibilidad de recursos educativos y económicos en la familia de origen o se mantienen más allá de esta correlación, esto es, si los efectos de clase pueden ser trazados a las propiedades distributivas o relacionales. La pertinencia de esta pregunta resulta obvia cuando se considera que las asociaciones con la escolaridad del padre y el IRE son tan o más fuertes que con la clase de origen. Enseguida regresaré a este problema, cuando analice los efectos de cada una de las variables de origen socioeconómico a través de modelos de regresión múltiple.

Salida de la escuela

Los Cuadros 3 y 4 presentan los resultados de los modelos logísticos de tiempo discreto para la probabilidad de salida de la escuela.⁷ El modelo 1 puede ser considerado como un modelo base que incluye sólo la edad, la cohorte de nacimiento y la interacción edad-cohorte. Los coeficientes de este modelo muestran una tendencia a la reducción de las probabilidades de salida de la escuela a edades tempranas. Las razones de momios (RM) para el efecto principal de la cohorte son 0.60 para los varones y 0.71 para las mujeres. Esta reducción es compensada por el incremento en las probabilidades de salida

⁷ Como se explicó en la sección metodológica, en estos modelos la variable dependiente es el evento salida/no salida de la escuela en la edad t , dado que la persona permanecía en la escuela en la edad $t-1$.

Cuadro 3

Factores asociados a la probabilidad de salir de la escuela.
Razones de momios de modelos logísticos de tiempo discreto. Hombres

| | <i>Modelo 1</i> | <i>Modelo 2</i> | <i>Modelo 3</i> | <i>Modelo 4</i> | <i>Modelo 5</i> |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Edad¹ | | | | | |
| 6-13 (ref.) | — | — | — | — | — |
| 14-17 | 3.45*** | 4.02*** | 3.86*** | 5.93*** | 5.25*** |
| 18-21 | 1.46 | 1.88* | 1.78 | 2.93*** | 2.16* |
| 22-25 | 4.49*** | 5.96*** | 5.44*** | 6.98*** | 4.61*** |
| 26-30 | 4.00*** | 5.29*** | 4.60*** | 6.61*** | 3.77*** |
| Cohorte de nacimiento | 0.60*** | 0.60*** | 0.65*** | 0.73** | 0.73** |
| Edad* cohorte | | | | | |
| 14-17* Cohorte | 1.52*** | 1.51*** | 1.50*** | 1.41** | 1.43** |
| 18-21* Cohorte | 2.34*** | 2.37*** | 2.33*** | 2.10*** | 2.14*** |
| 22-25* Cohorte | 1.82*** | 1.86*** | 1.84*** | 1.42** | 1.45** |
| 26-30* Cohorte | 2.03*** | 2.02*** | 2.04*** | 1.61** | 1.68** |
| Clase social del padre | | | | | |
| Clase de servicios (ref.) | | — | | | |
| No manual de rutina | | 0.88 | | | |
| Cuenta propia y comercio | | 0.92 | | | |
| Manual de alta calificación | | 0.81 | | | |
| Manual de baja calificación | | 0.79 | | | |
| Escolaridad del padre | | 0.96*** | | | |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | | 0.66*** | | | |
| Origen migratorio | | | | | |
| Nativos y migrantes urbanos (ref.) | | — | | | |
| Migrantes rurales | | 1.34 | | | |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | | | 0.70*** | 0.36*** | 0.36*** |
| Edad* IOS | | | | | |
| 14-17* IOS | | | | 1.42*** | 1.43*** |
| 18-21* IOS | | | | 1.81*** | 1.84*** |
| 22-25* IOS | | | | 3.45*** | 3.50*** |
| 26-30* IOS | | | | 3.27*** | 3.31*** |
| Unión o primer hijo¹ | | | | | 1.34* |
| Entrada a trabajar¹ | | | | | 1.47*** |
| Pseudo R cuadrada de McFadden | 0.12 | 0.14 | 0.14 | 0.16 | 0.17 |
| Años-persona | 11575 | 11575 | 11575 | 11575 | 11575 |
| Individuos | 818 | 818 | 818 | 818 | 818 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

¹ Variables cambiantes en el tiempo.

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Endesmov 2009.

Cuadro 4

Factores asociados a la probabilidad de salir de la escuela.
Razones de momios de modelos logísticos de tiempo discreto. Mujeres

| | <i>Modelo 1</i> | <i>Modelo 2</i> | <i>Modelo 3</i> | <i>Modelo 4</i> | <i>Modelo 5</i> |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Edad¹ | | | | | |
| 6-13 (ref.) | — | — | — | — | — |
| 14-17 | 2.30*** | 2.84*** | 2.77*** | 3.70*** | 3.40*** |
| 18-21 | 3.91*** | 5.59*** | 5.50*** | 7.88*** | 5.78*** |
| 22-25 | 1.8 | 2.47** | 2.51** | 3.01*** | 2.01 |
| 26-30 | 3.42*** | 3.98*** | 4.04*** | 5.99*** | 3.26** |
| Cohorte de nacimiento | 0.71*** | 0.74*** | 0.79** | 0.87 | 0.87 |
| Edad* cohorte | | | | | |
| 14-17* Cohorte | 1.58*** | 1.57*** | 1.55*** | 1.47*** | 1.47*** |
| 18-21* Cohorte | 1.41** | 1.42** | 1.39** | 1.26 | 1.26 |
| 22-25* Cohorte | 2.07*** | 2.16*** | 2.09*** | 1.65*** | 1.63** |
| 26-30* Cohorte | 1.33 | 1.48 | 1.44 | 1.03 | 1.03 |
| Clase social del padre | | | | | |
| Clase de servicios (ref.) | | — | | | |
| No manual de rutina | | 0.76 | | | |
| Cuenta propia y comercio | | 0.82 | | | |
| Manual de alta calificación | | 0.91 | | | |
| Manual de baja calificación | | 1.05 | | | |
| Escolaridad del padre | | 0.96*** | | | |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | | 0.69*** | | | |
| Origen migratorio | | | | | |
| Nativos y migrantes urbanos (ref.) | | — | | | |
| Migrantes rurales | | 1.69*** | | | |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | | | 0.64*** | 0.44*** | 0.44*** |
| Edad* IOS | | | | | |
| 14-17* IOS | | | | 1.22** | 1.24** |
| 18-21* IOS | | | | 1.50*** | 1.54*** |
| 22-25* IOS | | | | 2.60*** | 2.62*** |
| 26-30* IOS | | | | 2.62*** | 2.63*** |
| Unión o primer hijo¹ | | | | | 1.58*** |
| Entrada a trabajar¹ | | | | | 1.44*** |
| Pseudo R cuadrada de McFadden | 0.1 | 0.13 | 0.12 | 0.14 | 0.14 |
| Años-persona | 10253 | 10253 | 10253 | 10253 | 10253 |
| Individuos | 802 | 802 | 802 | 802 | 802 |

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

¹ Variables cambiantes en el tiempo.

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Endesmov 2009.

a edades más tardías (RM mayores a uno y estadísticamente significativas para las interacciones entre la cohorte y la edad). En términos llanos, este resultado confirma la tendencia hacia el retraso del calendario de salida de la escuela en cohortes más jóvenes.

El modelo 2 incluye las cuatro variables de orígenes socioeconómicos. Una vez controlados los efectos de la escolaridad del padre, los recursos socioeconómicos y los orígenes migratorios, la clase social de origen deja de tener efectos significativos sobre la probabilidad de salida de la escuela. Tanto para los varones como las mujeres, los recursos económicos del hogar de origen (RM = 0.66 y 0.69, respectivamente) y la escolaridad del padre (RM = 0.96 en ambos sexos) tienen efectos estadísticamente significativos. El origen rural tiene efectos estadísticamente significativos sólo para las mujeres: los momios estimados de dejar la escuela a cualquier edad son 69% mayores para las mujeres con orígenes rurales que para las nativas y migrantes urbanas.

Este resultado indica que la edad de salida de la escuela se asocia fuertemente con los recursos económicos del hogar de origen y moderadamente con la escolaridad del padre. Por otra parte, el hecho de que la fuerte relación bivariada con la clase social de origen (Cuadros 1 y 2) se desvanezca, sugiere que el llamado efecto clase se produce principalmente a través de la disponibilidad de recursos económicos y educativos, apoyando por tanto una interpretación distributiva de los efectos de la clase social. Por último, el hecho de que, controlando por otras características socioeconómicas de origen, las mujeres migrantes rurales presenten mayores probabilidades de salida de la escuela, sugiere que la Ciudad de México es un entorno particularmente desfavorable para el logro educativo de las niñas y jóvenes cuyas familias provienen de áreas rurales.⁸

El modelo 3 introduce el índice de orígenes sociales (IOS). Como lo describimos en la sección anterior, este índice resume los efectos de las cuatro dimensiones de orígenes socioeconómicos. El modelo 3 puede ser interpretado por tanto como una versión simplificada del modelo 2, con una dimensionalidad reducida (incluye menos variables) y sin embargo con una bondad de ajuste equivalente (los valores de la R cuadrada de Mcfadden prácticamente no cambian). Las razones de momios asociadas a un cambio de una unidad en este índice (una desviación estándar) son de 0.70 y 0.64 para hombres y mujeres, respectivamente.

Las reducción de dimensionalidad facilita la inclusión de interacciones más complejas entre el origen social y otras variables, tal como se muestra en

⁸ Un análisis más detallado del logro educativo y ocupacional de hombres y mujeres migrantes a la Ciudad de México confirma este resultado. Véase Santiago Hernández (2012).

el modelo 4, que incluye una interacción para dar cuenta de los efectos específicos de los orígenes sociales en cada tramo de edades. Los resultados muestran que el efecto de los orígenes sociales depende fuertemente del tramo de edad: los mayores efectos se presentan a edades tempranas (6 a 13 años), cuando los momios de salida de la escuela decrecen 64% para hombres y 56% para mujeres por cambio de una desviación estándar en el IOS. A edades subsecuentes esta brecha se reduce hasta que se revierte a partir del tramo de edades 22-25. Este patrón es enteramente consistente con la hipótesis de selectividad postulada por Mare al analizar los procesos de progresión educativa a lo largo del curso de vida. Esta hipótesis sostiene que los efectos del nivel socioeconómico de la familia de origen sobre las probabilidades de continuidad escolar se reducen paulatinamente en la medida en que se avanza en la trayectoria educativa, debido a que los estudiantes con desventajas de origen que permanecen estudiando están cada vez más selectos entre aquellos con mayores habilidades académicas, lo que los hace más competitivos frente a los estudiantes con mayores recursos económicos (Mare, 1980; 1981).

Por último, el modelo 5 incluye la situación familiar y laboral como variables cambiantes en el tiempo. Las dos variables tienen efectos estadísticamente significativos (aunque para los hombres la situación familiar es significativa sólo con $p < 0.1$). Los momios de salir de la escuela se incrementan 34% para los hombres y 58% para las mujeres una vez que se unen o se convierten en padres. Los momios de salida de la escuela también se incrementan 47% y 44%, respectivamente, cuando se entra a trabajar. Claramente, experimentar otras de las transiciones que marcan el paso a la vida adulta es una circunstancia que precipita la salida de la escuela. Sin embargo, introducir al modelo un control estadístico por estos eventos no produce cambios importantes en la razón de momios asociada al IOS. Esto sugiere que el efecto de los orígenes socioeconómicos en la continuidad escolar no están mediados de modo significativo por el inicio temprano de la vida en unión, la paternidad/maternidad o el trabajo.

Años de escolaridad

Los modelos de regresión para los años de escolaridad se presentan en el Cuadro 5. Dado que este es un modelo estático y no un modelo de tiempo al evento, el número de modelos se reduce a dos. No obstante, el panorama es muy parecido al de los modelos de salida de la escuela. El modelo 1 incluye sólo las variables de orígenes socioeconómicos y la cohorte de nacimiento.

Cuadro 5

Factores asociados al logro educativo.
Modelos de regresión cuantílica sobre la mediana de años de escolaridad

| | <i>Hombres</i> | | <i>Mujeres</i> | |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | <i>Modelo 1</i> | <i>Modelo 2</i> | <i>Modelo 1</i> | <i>Modelo 2</i> |
| Cohorte de nacimiento | 0.53*** | -0.02 | 0.49*** | 0.11 |
| Clase social del padre | | | | |
| Clase de servicios (ref.) | — | | — | |
| No manual de rutina | 1.13 | | 0.74 | |
| Cuenta propia y comercio | 0.76 | | -0.15 | |
| Manual de alta calificación | 0.27 | | -0.04 | |
| Manual de baja calificación | 0.97 | | -0.47 | |
| Escolaridad del padre | 1.14*** | | 1.05*** | |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | 1.93*** | | 1.55*** | |
| Origen migratorio | | | | |
| Nativos y migrantes urbanos (ref.) | — | — | | |
| Migrantes rurales | -0.35 | | -1.32*** | |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | 1.86*** | | 2.01*** | |
| Constante | 9.01*** | 10.19*** | 9.30*** | 9.43*** |
| Pseudo R cuadrada | 0.22 | 0.19 | 0.22 | 0.20 |
| Casos | 823 | 823 | 827 | 827 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Endesmov 2009.

Luego de controlar por la escolaridad del padre, el nivel socioeconómico del hogar de origen y el origen migratorio rural, el efecto de la clase de origen nuevamente no es estadísticamente significativo. Un incremento de una desviación estándar en el IRE produce un efecto estimado de 1.93 años de escolaridad para los hombres y 1.55 años para las mujeres.⁹ El efecto estimado de

⁹ Cabe recordar que, a diferencia de los modelos de regresión logística de la sección previa, en los que una razón de momios entre 0 y 1 indica un efecto negativo y una razón de momios mayor a 1 corresponde a un efecto positivo, en este caso los coeficientes de los modelos pueden ser interpretados directamente como incrementos o reducciones en años de escolaridad,

la escolaridad del padre es menor, aunque también significativo (1.14 años para hombres y 1.05 años para las mujeres). Nuevamente, estos resultados apoyan la interpretación que atribuye primordialmente efectos distributivos a la clase social de origen. Además, entre las mujeres migrantes rurales vuelve a registrarse una desventaja educativa (esta vez estimada en 1.32 años de escolaridad), incluso controlando por las otras variables de origen socioeconómico.

El modelo 2 incluye el IOS como variable única. Los coeficientes indican un incremento estimado de 2.01 años para las mujeres y 1.86 años para los varones asociado al cambio de una desviación estándar en este índice. La reducción de dimensionalidad tiene un impacto un poco mayor sobre la bondad de ajuste: las pseudo R cuadradas se reducen de 0.22 a 0.19 para los varones y 0.22 a 0.20 para las mujeres. No obstante, el IOS aún constituye una medida resumen aceptable de los efectos conjunto de las cuatro variables de orígenes socioeconómicos.

Entrada al trabajo

Los Cuadros 6 y 7 presentan los modelos logísticos de tiempo discreto para la transición al primer trabajo. La especificación de estos modelos es casi idéntica a la de los modelos para salida de la escuela (Cuadros 3 y 4), con excepción de que la variable cambiante en el tiempo “salida de la escuela”, reemplaza a “con experiencia laboral”. El modelo 1 especifica el patrón de edad de entrada al mercado de trabajo y sus variaciones por cohortes de nacimiento. No hay efectos significativos de la cohorte para los varones. Para las mujeres se reduce en el tiempo el riesgo de entrar a trabajar antes de la edad 12 ($RM = 0.69$). Esta reducción se compensa por un incremento en los momios de entrar a trabajar en edades posteriores. Este patrón es un reflejo de la tendencia histórica hacia una mayor participación laboral de las mujeres, acompañada de un aplazamiento de la entrada al trabajo en edades muy tempranas.

Cuando se incorporan las variables de orígenes socioeconómicos (modelo 2), sólo el índice de recursos económicos tiene efectos estadísticamente significativos entre los hombres, con una razón de momios de 0.78.¹⁰ Es

de modo que un valor mayor a 0 representa una asociación positiva, y un valor menor a 0 una asociación negativa.

¹⁰En general los efectos de clase no son significativos, con excepción de los hijos de trabajadores por cuenta propia y en ventas, que presentan una tendencia a entrar a trabajar a

Cuadro 6

Factores asociados a la entrada al trabajo.
Razones de momios de modelos logísticos de tiempo discreto. Hombres

| | <i>Modelo 1</i> | <i>Modelo 2</i> | <i>Modelo 3</i> | <i>Modelo 4</i> | <i>Modelo 5</i> |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Edad¹ | | | | | |
| 6-13 (ref.) | — | — | — | — | — |
| 14-17 | 9.77*** | 10.21*** | 9.95*** | 10.04*** | 5.63*** |
| 18-21 | 14.49*** | 16.41*** | 15.61*** | 15.27*** | 8.57*** |
| 22-25 | 12.43*** | 14.08*** | 13.63*** | 11.85*** | 5.22*** |
| 26-30 | 16.84*** | 16.52*** | 17.46*** | 15.59*** | 3.28** |
| Cohorte de nacimiento | 0.95 | 0.94 | 0.99 | 1.00 | 1.03 |
| Edad* cohorte | | | | | |
| 14-17* Cohorte | 0.81 | 0.81 | 0.82 | 0.81 | 0.87 |
| 18-21* Cohorte | 1.13 | 1.12 | 1.13 | 1.13 | 1.09 |
| 22-25* Cohorte | 1.04 | 1.03 | 1.03 | 1.05 | 1.06 |
| 26-30* Cohorte | 1.04 | 1.07 | 1.03 | 1.04 | 1.17 |
| Clase social del padre | | | | | |
| Clase de servicios (ref.) | | — | | | |
| No manual de rutina | | 1.06 | | | |
| Cuenta propia y comercio | | 1.37* | | | |
| Manual de alta calificación | | 1.30 | | | |
| Manual de baja calificación | | 1.32 | | | |
| Escolaridad del padre | | 1.01 | | | |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | | 0.78*** | | | |
| Origen migratorio | | | | | |
| Nativos y migrantes urbanos (ref.) | | — | | | |
| Migrantes rurales | | 0.98 | | | |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | | | 0.84*** | 0.77*** | 0.83** |
| Age* SOI | | | | | |
| 14-17* IOS | | | | 0.87 | 1.01 |
| 18-21* IOS | | | | 1.22 | 1.43*** |
| 22-25* IOS | | | | 1.52*** | 1.51** |
| 26-30* IOS | | | | 1.96*** | 1.67*** |
| Unión o primer hijo¹ | | | | | 1.71** |
| Salida de la escuela¹ | | | | | 4.29*** |
| Pseudo R cuadrada de McFadden | 0.16 | 0.17 | 0.17 | 0.18 | 0.22 |
| Años-persona | 10167 | 10167 | 10167 | 10167 | 10167 |
| Individuos | 819 | 819 | 819 | 819 | 819 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

¹ Variables cambiantes en el tiempo.

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Endesmov 2009.

Cuadro 7

Factores asociados a la entrada al trabajo.
Razones de momios de modelos logísticos de tiempo discreto. Mujeres

| | <i>Modelo 1</i> | <i>Modelo 2</i> | <i>Modelo 3</i> | <i>Modelo 4</i> | <i>Modelo 5</i> |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Edad¹ | | | | | |
| 6-13 (ref.) | — | — | — | — | — |
| 14-17 | 3.52*** | 3.63*** | 3.61*** | 4.65*** | 3.64*** |
| 18-21 | 6.56*** | 6.73*** | 6.72*** | 9.15*** | 8.68*** |
| 22-25 | 3.12*** | 3.08*** | 3.12*** | 4.30*** | 6.02*** |
| 26-30 | 2.13* | 2.06 | 2.08 | 3.14** | 4.38*** |
| Cohorte de nacimiento | 0.69** | 0.70** | 0.71** | 0.82 | 0.83 |
| Edad* cohorte | | | | | |
| 14-17* Cohorte | 1.53** | 1.52** | 1.52** | 1.49** | 1.50** |
| 18-21* Cohorte | 1.72*** | 1.73*** | 1.72*** | 1.67*** | 1.58*** |
| 22-25* Cohorte | 1.87*** | 1.91*** | 1.89*** | 1.78*** | 1.53** |
| 26-30* Cohorte | 1.74** | 1.78** | 1.76** | 1.63** | 1.54* |
| Clase social del padre | | | | | |
| Clase de servicios (ref.) | | — | | | |
| No manual de rutina | | 0.84 | | | |
| Cuenta propia y comercio | | 1.09 | | | |
| Manual de alta calificación | | 0.93 | | | |
| Manual de baja calificación | | 1.08 | | | |
| Escolaridad del padre | | 0.99 | | | |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | | 0.95 | | | |
| Origen migratorio | | | | | |
| Nativos y migrantes urbanos (ref.) | | — | | | |
| Migrantes rurales | | 1.21 | | | |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | | | 0.89*** | 0.54*** | 0.57*** |
| Age* SOI | | | | | |
| 14-17* IOS | | | | 1.38** | 1.48*** |
| 18-21* IOS | | | | 2.14*** | 2.11*** |
| 22-25* IOS | | | | 2.84*** | 2.61*** |
| 26-30* IOS | | | | 2.81*** | 2.59*** |
| Unión o primer hijo¹ | | | | | 0.33*** |
| Salida de la escuela¹ | | | | | 2.32*** |
| Pseudo R cuadrada de McFadden | 0.13 | 0.14 | 0.14 | 0.15 | 0.17 |
| Años-persona | 12042 | 12042 | 12042 | 12042 | 12042 |
| Individuos | 826 | 826 | 826 | 826 | 826 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

¹ Variables cambiantes en el tiempo.

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Endesmov 2009.

evidente que el origen socioeconómico no se asocia tan estrechamente al calendario de esta transición, lo cual no resulta del todo sorprendente si se toma en cuenta que las relaciones bivariadas de los Cuadros 1 y 2 no eran tan fuertes como las observadas en otros resultados. No obstante, los modelos 3 y 4 revelan que, una vez que las variables de origen son resumidas a través del IOS, los efectos conjuntos de los orígenes sociales son estadísticamente significativos, aunque menores a los observados en los modelos de salida de la escuela. En síntesis, los resultados sugieren que si bien la asociación es menor que con la salida de la escuela, los jóvenes provenientes de familias más afluentes tienen un calendario de entrada al trabajo más tardío que sus pares de orígenes más modestos.

Por último, el modelo 5 muestra la asociación entre las transiciones familiares, la salida de la escuela y la entrada al trabajo. Salir de la escuela incrementa en 4.29 veces los momios de entrada al trabajo de los varones. El efecto también es importante para las mujeres, aunque de menor magnitud ($RM = 2.32$). La transición a la primera unión o tener un hijo también se asocia a las probabilidades de entrar a trabajar, aunque esta vez el efecto tiene sentidos opuestos para hombres y mujeres. En el caso de los hombres, los momios de entrada se incrementan luego de una transición familiar ($RM = 1.71$), en el de las mujeres se reducen de manera muy significativa ($RM = 0.33$). Esta diferencia es evidencia de cómo las transiciones familiares tienen un significado distinto para el trabajo familiar en una sociedad en la que los roles de proveedor y cuidado familiar aún se encuentran altamente especializados por género.

Clase de entrada al trabajo

Para estimar los efectos de los orígenes sociales sobre la clase de entrada al trabajo estimé una serie de modelos logísticos multinomiales en los cuales la variable dependiente es la clase de entrada, tal como la hemos definido en la sección metodológica. Una dificultad al interpretar estos resultados es que hay que tomar en consideración simultáneamente varias categorías de la variable dependiente y por tanto los contrastes entre pares de categorías se multiplican. Para simplificar la interpretación, estimé los cambios marginales en la probabilidad de ocurrencia de todas las categorías para cada variable independiente, manteniendo constantes las otras variables en su promedio

edades más tempranas ($RM = 1.37$), probablemente porque muchos de ellos inician su trayectoria laboral ayudando a sus padres en negocios familiares.

(Cuadro 8).¹¹ De este modo, un cambio marginal con signo positivo (mayor a 0) indica una asociación positiva entre la variable independiente y la probabilidad de entrada en determinada clase, mientras que un signo negativo (menor a 0) sería indicativo de la aversión a iniciar la vida laboral en esa clase.

Los resultados indican nuevamente que una vez controladas las características distributivas, los efectos de la clase social de origen se reducen, al punto de no ser estadísticamente significativos en la mayor parte de las clases de entrada. La excepción es la entrada en la clase llamada no manual de rutina, entre los varones, en donde se aprecian menores probabilidades de entrada para los hijos de trabajadores autoempleados y en ventas y los hijos de trabajadores manuales no calificados (las probabilidades estimadas de ingresar como no manual de rutina se reducen en 0.13 y 0.16, respectivamente, con relación a la clase de servicios). Los efectos de la escolaridad del padre son de poca magnitud y su significancia estadística se restringe a algunos resultados específicos. En contraste, el nivel de recursos económicos en el hogar de origen tiene asociaciones de mayor magnitud y en casi todas las categorías. En el caso de los varones, por ejemplo, un incremento de una desviación estándar en el IRE incrementa la probabilidad de entrar en la clase de servicios en 0.07, y reduce la probabilidad de ingreso en una ocupación manual de baja calificación en 0.09. Tal como ocurre con la salida de la escuela y la escolaridad, los efectos de la calidad migratoria son sólo significativos para las mujeres, entre quienes las probabilidades de entrada a ocupaciones manuales de baja calificación son mucho mayores para las migrantes rurales.

Los cambios marginales estimados para el IOS (modelo 2) tienen el sentido esperado: al incrementarse el índice aumentan también las probabilidades de entrar en la clase de servicios y las posiciones no manuales de rutina, mientras que la propensión a entrar en posiciones manuales tanto calificadas como no calificadas se reduce.

Por último, en el modelo 4 los efectos de los orígenes sociales son ajustados por el nivel de escolaridad alcanzado por el entrevistado. Una pregunta clásica en la investigación sobre el proceso de estratificación es en qué medida los efectos del origen social en el logro ocupacional son directos o están mediados por la escolaridad (Blau y Duncan, 1967; Ganzeboom y Treiman, 2007). Al contrastar estos resultados con los del modelo 3, es posible obtener una respuesta indirecta a esta pregunta, al menos respecto al logro ocupacional inicial de las personas. Los resultados muestran que: a) en general, los efectos marginales de los años de escolaridad son esta-

¹¹ Los resultados completos de los modelos logísticos multinomiales se encuentran a disposición del lector.

Cuadro 8

Estimación de los efectos marginales sobre la probabilidad de ingreso en las distintas clases sociales

| | Clase de entrada (hombres) | | | | Clase de entrada (mujeres) | | | | | |
|--|----------------------------|---------|---------|----------|----------------------------|---------|---------|-------|----------|----------|
| | CS | NMR | CPV | MAC | MBC | CS | NMR | CPV | MAC | MBC |
| Modelo 1 | | | | | | | | | | |
| Cohorte de nacimiento | 0.02 | -0.01 | 0.03* | -0.01 | -0.02 | 0.01 | -0.02 | 0.03* | 0.00 | -0.02 |
| Clase social del padre | | | | | | | | | | |
| Clase de servicios (ref.) | — | — | — | — | — | — | — | — | — | — |
| No manual de rutina | -0.01 | 0.00 | 0.07 | 0.01 | -0.07 | 0.05 | 0.04 | -0.01 | 0.04 | -0.11 |
| Cuenta propia y comercio | 0.04 | -0.13* | 0.05 | 0.07 | -0.03 | 0.04 | -0.13 | -0.01 | 0.01 | 0.08 |
| Manual de alta calificación | 0.03 | -0.11 | -0.05 | 0.10 | 0.03 | 0.09* | -0.12 | -0.11 | 0.12* | 0.02 |
| Manual de baja calificación | 0.06 | -0.16** | -0.02 | 0.08 | 0.04 | -0.02 | -0.12 | -0.04 | 0.09 | 0.09 |
| Escolaridad del padre | 0.03* | 0.02 | -0.03** | 0.00 | -0.03 | 0.02 | 0.05** | -0.01 | -0.04* | -0.02 |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | 0.07*** | 0.08*** | -0.02 | -0.04*** | -0.09*** | 0.04** | 0.09*** | 0.00 | -0.04*** | -0.09*** |
| Origen migratorio | | | | | | | | | | |
| Nativos y migrantes urbanos (ref.) | — | — | — | — | — | — | — | — | — | — |
| Migrantes rurales | 0.00 | 0.06 | 0.02 | -0.01 | -0.06 | -0.03 | -0.10 | -0.10 | -0.02 | 0.24*** |
| Modelo 2² | | | | | | | | | | |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | 0.05*** | 0.10*** | -0.02** | -0.04*** | -0.10*** | 0.04*** | 0.14*** | -0.01 | -0.06** | -0.13*** |

Cuadro 8 (conclusión)

| | Clase de entrada (hombres) | | | Clase de entrada (mujeres) | | | | | | |
|--|----------------------------|---------|----------|----------------------------|----------|---------|---------|----------|----------|----------|
| | CS | NMR | CPV | MAC | MBC | CS | NMR | CPV | MAC | MBC |
| Modelo 3² | | | | | | | | | | |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | -0.01 | 0.05*** | 0.00 | -0.03** | 0.02 | 0.00 | 0.04** | 0.04*** | -0.04*** | -0.04*** |
| Años de escolaridad | 0.16*** | 0.07*** | -0.05*** | 0.01 | -0.17*** | 0.11*** | 0.17*** | -0.07*** | -0.04** | -0.17*** |

¹ CS = clase de servicios, NMR = no manual de rutina, CP = cuenta propia y ventas, MAC = manual de alta calificación, MBC = manual de baja calificación.

² Se incluye la cohorte de nacimiento como variable de control.

Fuente: cálculos propios a partir del ajuste de modelos logísticos multinomiales con datos de la Endesmov 2009, en los que la variable dependiente es la clase de la primera ocupación luego de dejar la escuela, o la ocupación a los 30 años si para esa edad todavía no se salía de la escuela (los resultados completos de los modelos están a disposición del lector).

dísticamente significativos y mayores en magnitud que los efectos del IOS; *b*) el impacto marginal del IOS se reduce; *c*) en el caso de los hombres, el único efecto estadísticamente significativo del IOS es en el acceso a la clase no manual de rutina y la clase de trabajadores manuales, mientras que para las mujeres todos los efectos marginales son estadísticamente significativos, con la excepción del que corresponde a la entrada a la clase de servicios. En resumen, los efectos del origen socioeconómico se manifiestan en gran medida indirectamente a través del logro educativo, aunque en ciertas ocupaciones específicas, y particularmente en el caso de las mujeres, es posible observar que el origen social mantiene una asociación con la clase de entrada, incluso una vez que se controla la escolaridad.

Discusión y conclusiones

En este artículo he estudiado los efectos de la estratificación social sobre la transición escuela-trabajo en la Ciudad de México. A partir de la distinción clásica entre desigualdad de condición y desigualdad de oportunidades, he analizado en qué medida la desigualdad de condición en la familia de origen (expresada en diferencias en los orígenes de clase, la escolaridad del padre, el nivel socioeconómico del hogar y el origen migratorio) se traduce en desigualdad de oportunidades en las transiciones educativa y ocupacional, con énfasis en el calendario de la salida de la escuela, el logro educativo, el calendario de entrada al trabajo y la inserción inicial de clase. Este análisis ha servido para poner a prueba algunas hipótesis sobre los mecanismos a través de los cuales la clase social opera como determinante de los cursos de vida educativos y ocupacionales, así como sobre el entrelazamiento entre eventos que ocurren en otros dominios del curso de vida (particularmente en el familiar) y los resultados educativos y ocupacionales.

Los resultados indican, en primer lugar, que en la Ciudad de México el periodo de transición en el que se sale de la escuela y se inicia la vida laboral es una etapa de gran diversificación de las trayectorias de vida, y que esta diversificación está fuertemente asociada a los orígenes socioeconómicos. Tanto el calendario de la salida de la escuela y de entrada al trabajo, como el logro educativo y ocupacional inicial, varían significativamente en función de la clase de origen, el nivel educativo del padre, los recursos económicos del hogar de origen y los antecedentes migratorios. De este modo, hacia el final de este periodo de transición los cursos de vida de los jóvenes se encuentran mucho más diferenciados en función del origen social que como lo estaban al final de la infancia. En este sentido, la transición escuela-trabajo

representa una etapa crucial para la transición intergeneracional de la desigualdad. Ciertamente, los efectos de los orígenes socioeconómicos pueden presentarse en etapas previas del curso de vida y también pueden perdurar en etapas posteriores, pero difícilmente existe una etapa de la vida que comprima en un periodo tan corto tantos eventos fundamentales para el proceso de estratificación social.

El Cuadro 9 resume los resultados del análisis. Los efectos “sin ajustar” corresponden al análisis descriptivo presentado en los cuadros 1 y 2. Estos efectos son muy similares en tres de los cuatro resultados de la transición escuela-trabajo, siendo la excepción la entrada al primer trabajo, que presenta asociaciones más débiles. Para los varones, los efectos de la clase de origen, la escolaridad del padre y los recursos socioeconómicos de la familia de origen son de magnitud fuerte o moderada. Los efectos del origen migratorio no son tan intensos, pero aún así son importantes. En el caso de las mujeres el patrón es similar, con la excepción del origen migratorio, que muestra asociaciones de mayor magnitud tanto con la edad de entrada al trabajo como con la clase de entrada.

Los efectos “ajustados” corresponden a los resultados de los modelos de regresión en los que se incluyen simultáneamente las distintas variables correspondientes a los orígenes socioeconómicos. El resumen del Cuadro 9 muestra que, una vez que se descuentan las desigualdades distributivas, los efectos directos de la clase social de origen se reducen considerablemente.¹² Estos resultados nos ofrecen algunas pistas en torno a los mecanismos a través de los cuales la clase social de origen incide sobre los resultados educativos y ocupacionales durante la transición escuela-trabajo. En particular, parecería que los efectos de clase son principalmente distributivos, esto es, son explicados casi en su totalidad por el acceso desigual a recursos económicos de las personas provenientes de distintas clases, y en menor medida por los recursos culturales reflejados en la escolaridad de los padres.

Con respecto a la migración, una vez controladas otras variables, el origen rural sólo tiene efectos significativos para las mujeres. Esto sugiere que los rezagos educativos y ocupacionales para las mujeres que migran del campo a la Ciudad de México no se explican sólo por su situación de desventaja frente a los nativos en términos de sus orígenes socioeconómicos, sino también por otros factores de selectividad que no pueden ser identificados plenamente en este trabajo. Es decir, existen patrones de selectividad negativa de las

¹² Hay evidencia de que persisten efectos significativos en las probabilidades de entrada a ciertas clases sociales, pero estos efectos son dispersos y de baja magnitud, por lo que no alteran la conclusión general aquí planteada.

Cuadro 9

Resumen de los efectos de las variables de origen socioeconómico sobre los resultados de la transición escuela-trabajo

| | <i>Salida de la escuela</i> | <i>Años de esco- laridad</i> | <i>Entrada al trabajo</i> | <i>Clase de entrada al trabajo</i> |
|-----------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|-----------------------------------|--|
| Efectos no ajustados | | | | |
| Hombres | | | | |
| Clase social del padre | +++ | +++ | ++ | +++ |
| Escolaridad del padre | +++ | ++ | + | ++ |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | +++ | +++ | + | +++ |
| Origen migratorio | ++ | ++ | + | ++ |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | +++ | +++ | + | +++ |
| Mujeres | | | | |
| Clase social del padre | +++ | +++ | + | +++ |
| Escolaridad del padre | +++ | ++ | + | +++ |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | +++ | +++ | + | +++ |
| Origen migratorio | ++ | ++ | ++ | +++ |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | +++ | ++ | + | +++ |
| Efectos ajustados | | | | |
| Hombres | | | | |
| Clase social del padre | o | o | o | +/o |
| Escolaridad del padre | + | + | o | + |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | +++ | +++ | + | +++ |
| Origen migratorio | o | o | o | o |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | +++ | +++ | ++ | +++ |
| Mujeres | | | | |
| Clase social del padre | o | o | o | +/o |
| Escolaridad del padre | + | + | o | + |
| Índice de Rec. Económicos (IRE) | +++ | +++ | o | +++ |
| Origen migratorio | +++ | +++ | o | +++ |
| Índice de orígenes sociales (IOS) | +++ | +++ | ++ | +++ |

o = No significativo

+ = Asociación débil

++ = Asociación moderada

+++ = Asociación fuerte

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados de los modelos estadísticos.

migrantes rurales que no son registrados en nuestras medidas de orígenes socioeconómicos, entre los cuales podrían estar factores de índole material, como el hecho de que las mujeres migrantes presenten desventajas en recursos que no logramos medir con nuestros instrumentos empíricos, pero también cuestiones de orden más subjetivo, como podría ser que en las familias de origen con similares recursos materiales se tengan expectativas educativas y laborales menores para las mujeres migrantes que para los varones. Estos factores de selección podrían ser también reforzados por la tendencia secular de integración precaria de las migrantes rurales al mercado de trabajo de la Ciudad de México, en la que predomina la incorporación en ocupaciones de baja calificación en los servicios, y particularmente en el servicio doméstico (Oliveira, 1984; Szasz, 1995). Es necesario continuar la investigación para entender mejor las razones de este déficit entre las mujeres migrantes rurales.

Por otra parte, estos resultados invitan a una reflexión en torno a los alcances del análisis de clases en el estudio de la transmisión intergeneracional de la desigualdad. Como señalé al iniciar este trabajo, una de las corrientes dominantes en los estudios de estratificación social trata los procesos de transmisión intergeneracional de la desigualdad exclusivamente mediante el análisis de la movilidad intergeneracional entre clases sociales, bajo el supuesto de que la clase es una medida resumen apropiada de la posición de padres e hijos en el espacio multidimensional de la estratificación social (Grusky, 1994; Grusky y Kanbur, 2006). Este supuesto suele oscurecer un hecho fundamental señalado hace casi un siglo por Max Weber: la asociación entre la clase y las oportunidades de vida *es probabilística*, de modo que un conjunto de factores con relativa independencia de la clase (género, historias personales, pautas de homogamia y formación de parejas, imponderables en el curso de vida, diferencias en estructuras de oportunidades locales, contingencias históricas, etc.) pueden alterar la asociación típica entre situación de clase y nivel socioeconómico (Weber, 1964:242). Esto se hace evidente en nuestros resultados: la medición de los orígenes sociales basada exclusivamente en la clase social del padre se ve enriquecida cuando se utilizan otras medidas de desigualdad de orígenes. La conclusión es que para evitar subestimar la desigualdad de oportunidades durante la transición escuela-trabajo (y en general en el proceso de estratificación social) es necesario trascender el reduccionismo de clase e incorporar, además de las medidas tradicionales de orígenes de clase, otras dimensiones de la desigualdad de orígenes, como las brechas en recursos económicos y culturales durante etapas tempranas del curso de vida.

En este trabajo también hemos puesto atención a los efectos de eventos y resultados previos del curso de vida sobre los resultados de la transición

escuela-trabajo. A este respecto destacan tres conclusiones. En primer lugar, se aprecia una clara asociación entre las transiciones familiares (unirse o tener un hijo) y la probabilidad de la salida de la escuela y la entrada al trabajo, fenómeno que es consistente con la noción prevaleciente en los estudios de curso de vida, que señala que los eventos que ocurren en un dominio del curso de vida pueden tener efectos significativos en otros dominios. En el caso de la salida de la escuela, el adelanto de las transiciones familiares tiene consecuencias similares para hombres y mujeres, ya que implica mayores riesgos de salir de la escuela. En cambio, en la entrada al trabajo el impacto de los eventos familiares tiene un claro contraste de género: mientras que el matrimonio y la paternidad son un catalizador del ingreso al trabajo para los hombres, tienen justamente el efecto inverso para las mujeres. Esto apunta de manera clara a las diferencias de significado que tienen las transiciones familiares para hombres y mujeres en un contexto social en el que aún predomina la segregación de roles por género, y donde los estatus de esposa y madre no siempre son compatibles con el trabajo fuera del hogar.

En segundo lugar, al controlar la ocurrencia de transiciones familiares no se alteran de manera apreciable los fuertes efectos del origen socioeconómico sobre la probabilidad de salida de la escuela y de entrada al trabajo. Esto implica que eventos familiares como la primera unión y el nacimiento de un hijo son contingencias que quizás tengan un impacto significativo sobre la salida de la escuela y la entrada al trabajo, pero no operan como variables intermedias que canalizan la asociación entre orígenes socioeconómicos y el calendario de ambas transiciones. En otras palabras, las amplias diferencias por orígenes socioeconómicos en las edades de salida de la escuela y entrada al trabajo no se pueden explicar por el hecho de que quienes provienen de familias con bajos niveles socioeconómicos se unen o tienen hijos a edades más tempranas.

Tercero, a diferencia de lo que ocurre con las transiciones familiares, los años de escolaridad alcanzados son —siguen siendo— una variable intermedia fundamental para explicar la asociación entre orígenes socioeconómicos y clase social de entrada al trabajo. Los resultados del Cuadro 8 indican que una vez que se introducen controles estadísticos por el logro educativo (medido en años de escolaridad), los efectos directos de los orígenes socioeconómicos se reducen sustancialmente, al grado de perder significancia estadística. Esto nos remite a la discusión sobre el papel de la escolaridad en los procesos de estratificación social en el México urbano contemporáneo. Ciertamente, el incremento en los niveles de escolaridad de la población, junto con la incapacidad económica de generar oferta de empleos de alta calificación, han implicado una devaluación de la escolaridad y las credenciales

educativas (De Ibarrola, 2009), de modo que el acceso a las ocupaciones de mayor calidad y jerarquía ya no está garantizado para quienes alcanzan altos niveles de escolaridad. Esto no implica, sin embargo, que quienes tienen mayor escolaridad pierdan sus ventajas relativas en el mercado de trabajo frente a los menos escolarizados. De este modo, quienes obtienen ventajas en escolaridad se encuentran mejor posicionados para ingresar al mercado de trabajo en ocupaciones de mayor ingreso y de mayor calidad en términos de la situación contractual y las prestaciones laborales. En este sentido, si bien hoy en día la escolaridad parece no ser condición suficiente para acceder a las ocupaciones de mayor jerarquía y escapar a la precariedad y vulnerabilidad laboral, sin duda mantiene su papel fundamental como correa de transmisión intergeneracional de las desigualdades sociales.

Recibido: febrero de 2012

Revisado: junio de 2012

Correspondencia: Centro de Estudios Sociológicos/El Colegio de México/
Camino al Ajusco núm. 20/Pedregal de Sta. Teresa/C.P. 10740/México, D.
F./correo electrónico: psolis@colmex.mx

Bibliografía

- Allison, P. D. (1984), *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, Thousand Oaks, Sage.
- 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.
- Arum, R. y M. Hout (1998), "Early Returns: the Transition to from School to Work in the United States", en Y. Shavit y W. Mueller (eds.), *From School to Work: a Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Oxford, Clarendon.
- Balán, J., H. L. Browning y E. Jelin (1973), *Men in a Developing Society*, Austin, University of Texas.
- Becker, Gary S. y Nigel Tomes (1986), "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, vol. 4, núm. 3, pp. S1-S39.
- Blau, Peter M. y Otis D. Duncan (1967), *The American Occupational Structure*, Nueva York, John Wiley.
- Blossfeld, Hans-Peter, Erik Klijzing, Melinda Mills y Karin Kurz (2005), *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*, Londres, Routledge.

- Boudon, R. (1974), *Education, Opportunity, and Social Inequality*, Nueva York, John Wiley & Sons.
- Bourdieu, Pierre (1986), "The Forms of Capital", en John Richardson (ed.), *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, Nueva York, Greenwood.
- Bourdieu, Pierre (1984), *Distinction: a Social Critique of The Judgement of Taste*, Cambridge, Harvard University.
- Breen, Richard y Jan O. Jonsson (2005), "Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility", *Annual Review of Sociology*, núm. 31, pp. 223-244.
- Coleman, James S. (1988), "Social Capital in the Creation of Human Capital", *American Journal of Sociology*, núm. 94, pp. S95-S120.
- Córdova, A. (2009), "Methodological Note: Measuring Relative Wealth Using Household Asset Indicators", *AmericasBarometer Insights: 2008*, núm. 6.
- Cortés, F. y A. Escobar (2005), "Movilidad social intergeneracional en el México urbano", *Revista de la CEPAL*, núm. 85, pp. 149-167.
- Cortés, F., A. Escobar y P. Solís (coords.) (2007), *Cambio estructural y movilidad social en México*, México, El Colegio de México.
- De Ibarrola, María (2009), "El incremento de la escolaridad de la PEA en México y los efectos sobre su situación laboral y sus ingresos, 1992-2004", *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, vol. 11, núm. 2, en URL: <http://redie.uabc.mx/vol11no2/contenido-deibarrola.html>, fecha de consulta 20 de junio de 2012.
- Erikson, R. y J. H. Goldthorpe (2002), "Intergenerational Inequality: a Sociological Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, núm. 3, pp. 31-44.
- Featherman, D. L. y R. M. Hauser (1987), *Opportunity and Change*, Nueva York, Academic Press.
- Filmer, Deon y Lant Pritchett (2001), "Estimating Wealth Effects without Expenditure Data-or Tears: an Application of Educational Enrollment in States of India", *Demography*, vol. 38, núm. 1, pp. 115-132.
- Ganzeboom, Harry, B. G. Donald, J. Treiman y Wout C. Ultee (1991), "Comparative Intergenerational Stratification Research: Three Generations and Beyond", *Annual Review of Sociology*, núm. 17, pp. 277-302.
- Ganzeboom, H. B. y D. J. Treiman (2007), *Ascription and Achievement in Occupational Attainment in Comparative Perspective*, documento presentado en The Sixth Meeting of the Russell Sage Foundation, Carnegie Corporation University Working Groups on the Social Dimensions of Inequality, Los Angeles, UCLA, 25-26 de enero.
- Grusky, D. B. (1994), "The Contours of Social Stratification", en D. B. Grusky (ed.), *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociological Perspective*, Boulder, Westview.
- Grusky, D. B. y R. Kanbur (coord.) (2006), *Poverty and Inequality*, *Studies in Social Inequality*, Palo Alto, Stanford University.
- Hao, L. y D. Q. Naiman (2007), *Quantile Regression*, Thousand Oaks, Sage.
- Hauser, R. M. (2010), "Comparable Metrics: Some Examples", manuscrito presentado

- en el seminario Advancing Social Science Theory: the Importance of Common Metrics, National Research Council, Washington, 25-25 de febrero.
- Heinz, Walter R. y Helga Krüger (2001), "Life Course: Innovations and Challenges for Social Research", *Current Sociology*, vol. 49, núm. 2, pp. 29-45.
- Kerckhoff, A. (2001), "Education and Stratification Processes in Comparative Perspective", *Sociology of Education*, núm. 74, pp. 3-18.
- Kerckhoff, A. (2000), "Transition from School to Work in Comparative Perspective", en M. Hallinan (ed.), *Handbook of the Sociology of Education*, Nueva York y Boston, Kluwer Academic, Plenum, pp. 453-474.
- Kolenikov, S. y G. Angeles (2009), "Socioeconomic Status Measurement with Discrete Proxy Variables: Is Principal Component Analysis a Reliable Answer?", *Review of Income and Wealth*, vol. 55, núm. 1, pp. 128-165.
- Kolenikov, S. y G. Angeles (2005), *The Use of Discrete Data in Principal Component Analysis: Theory, Simulations, and Applications to Socioeconomic Indices*, documento de trabajo de MEASURE/Evaluation project, núm. WP-04-85, Chapel Hill, Carolina Population Center, The University of North Carolina.
- Macedo Martínez, Leticia (2003), *Mercados de trabajo urbanos y segregación ocupacional por sexo. Una dimensión territorial en las ciudades mexicanas*, México, Flasco, tesis de maestría.
- Mare, R. D. (1981), "Change and Stability in Educational Stratification", *American Sociological Review*, vol. 46, núm. 1, febrero, pp. 72-87.
- Mare, R. D. (1980), "Social Background and School Continuation Decisions", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 75, núm. 370, pp. 295-305.
- Merton, R. C. (1973) [1968], "The Matthew Effect in Science", en N. W. Storer (ed.), *The Sociology of Science*, Chicago, University of Chicago, pp. 439-459.
- Mortimer, J. T. y M. K. Johnson (1999), "Adolescent Part-Time Work and Postsecondary Transition Pathways in the United States", en W. E. Heinz (ed.), *From Education to Work: Cross-National Perspectives*, Cambridge, Cambridge University.
- Muñoz, H., C. Stern y O. de Oliveira (1977), *Migración y desigualdad social en la ciudad de México*, México, Instituto de Investigaciones Sociales-UNAM.
- OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) (1996), "Transition from School to Work", en OECD, *Education at a Glance: Analysis*, París, OECD.
- Olin Wright, E. (2005), "Social Classes", en G. Ritzer (ed.), *Encyclopedia of Social Theory*, Thousand Oaks, Sage.
- Olin Wright, E. (1985), *Classes*, Londres, Verso.
- Oliveira, O. de (1984), "Migración femenina, organización familiar y mercados laborales en México", *Comercio Exterior*, vol. 34, núm. 7, pp. 676-687.
- 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, Guilford, pp. 121-140.
- Pacheco, Edith (2004), *Ciudad de México heterogénea y desigual. Un estudio del mercado de trabajo*, México, El Colegio de México.
- Parrado, E. (2005), "Economic Restructuring and Intra-Generational Class Mobility in Mexico", *Social Forces*, núm. 84, pp. 733-757.

- Roberts, B. (2004), "From Marginality to Social Exclusion: from Laissez Faire to Pervasive Engagement", *Latin American Research Review*, vol. 39, núm. 1.
- Roberts, B. (1978), *Cities of Peasants: the Political Economy of Urbanization in the Third World*, Thousand Oaks, Sage.
- Rutstein, S. O. y K. Johnson (2004), *The DHS Wealth Index*, DHS Comparative Reports No. 6, Calverton, ORC Marco.
- Ryan, Paul (2001), "The School-to-Work Transition: a Cross-National Perspective", *Journal of Economic Literature*, vol. 39, núm. 1, marzo, pp. 34-92.
- Santiago Hernández, Julio (2012), *Migración interna y búsqueda del bienestar. El logro educativo y ocupacional de los migrantes en la Zona Metropolitana del Valle de México, 1980-2009*, México, Centro de Estudios Sociológicos-El Colegio de México, tesis de doctorado.
- Serrano Espinosa, J. y F. Torche (eds.) (2010), *Movilidad social en México*, México, Fundación Espinosa Yglesias.
- Shavit, Y. y W. Mueller (eds.) (1998), *From School to Work: a Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Oxford, Clarendon.
- Solís, P. (2011), "Desigualdad y movilidad social en la ciudad de México", *Estudios Sociológicos*, vol. 29, núm. 85, pp. 283-298.
- Solís, P. (2007), *Inequidad y movilidad social en Monterrey*, México, El Colegio de México.
- Solís, P. (2005), "Cambio estructural y movilidad ocupacional en Monterrey, México", *Estudios Sociológicos*, vol. 23, núm. 67, pp. 43-74.
- Solís, P. y F. Cortés (2009), "La movilidad ocupacional en México: rasgos generales, matices regionales y diferencias por sexo", en Cecilia Rabell Romero (ed.), *Tramas familiares en el México contemporáneo. Una perspectiva sociodemográfica*, México, Instituto de Investigaciones Sociales-UNAM, El Colegio de México.
- Spilerman, S. (2000), "Wealth and Stratification Processes", *Annual Review of Sociology*, núm. 26, pp. 497-524.
- Szasz, Ivonne (1995), "Migración y relaciones sociales de género: aportes de la perspectiva antropológica", *Estudios Demográficos y Urbanos*, núm. 25, pp. 129-150.
- Triano, M. (2010), *Desigualdad de oportunidades y trayectorias ocupacionales en la ZMM*, México, Flacso, sede México, tesis de maestría.
- Weber, Max (1964), *Economía y sociedad: esbozo de sociología comprensiva*, México, FCE.
- Zenteno, R. y P. Solís (2006), "Continuidades y discontinuidades en la movilidad ocupacional en México", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 21, núm. 63, pp. 515-546.

Acerca del autor

Patricio Solís Gutiérrez es doctor en sociología por la Universidad de Texas, en Austin. Actualmente es profesor-investigador del Centro de Estudios Sociológicos de El Colegio de México. Sus áreas de interés son la estratificación social y el curso de vida. Entre sus publicaciones podemos citar: con Marina Ariza, “Dinámica socioeconómica y segregación espacial en tres áreas metropolitanas de México, 1990 y 2000”, *Estudios Sociológicos*, vol. XXVII, núm. 79, enero-abril, 2009; y con Cecilia Gayet y Fátima Juárez, “Las transiciones a la vida sexual, a la unión y a la maternidad en México: cambios en el tiempo y estratificación social”, en Susana Lerner e Ivonne Szasz (coordinadoras), *Salud reproductiva y condiciones de vida en México*, vol. 1, México, El Colegio de México, 2008.