

# ¿Funciona el ascensor social de la educación? Efectos de mediación, ecualización y atenuación en Nuevo León

**AUTOR:**

César Augusto Ricardi Morgavi

## PREMIO ESRU-EMOVI 2023



Documento de  
trabajo CEEY

Núm. 6/2024

# ¿Funciona el ascensor social de la educación? Efectos de mediación, ecualización y atenuación en Nuevo León

César Augusto Ricardi Morgavi<sup>1</sup>

Septiembre, 2024

El objetivo de la investigación es analizar la desigualdad de oportunidades educativas, los retornos de clase y el efecto composicional de la educación en la influencia intergeneracional del origen sobre el destino de clase a través de cohortes y por sexo en Nuevo León. Presenta resultados para las hipótesis de los efectos del logro educativo del encuestado (mediación, ecualización y atenuación) en la desigualdad de oportunidades para la movilidad de clases utilizando la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021 (Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León, 2021b), desde la metodología del triángulo OED y las técnicas de regresión logística ordinal y análisis log-lineal. Los hallazgos permiten concluir que, controlado el logro educativo, el peso de la clase de origen sigue siendo significativo sobre el destino de clase de la generación más joven de hombres y mujeres y que los retornos de clase se vuelven significativos solo si se consiguen niveles de educación superior.

**Palabras clave:** movilidad social intergeneracional, desigualdad de oportunidades educativas, retornos ocupacionales, efecto composicional, Nuevo León

**Clasificación JEL:** I21, J62, A14

----- **Documento de Trabajo CEEY núm. 6/2024** -----

Trabajo participante en el Premio ESRU-EMOVI 2023 y elegido por el jurado para su publicación en la serie Documentos de Trabajo CEEY.

Los resultados, interpretaciones y opiniones expresadas en este documento son responsabilidad de sus autores y no reflejan necesariamente la postura del CEEY y sus entidades afiliadas.

Publicado bajo una Licencia Creative Commons Atribución-No Comercial 4.0 Internacional ([CC BY-NC 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)).



---

<sup>1</sup> Universidad de Guadalajara. [cesar.ricardi@cucea.udg.mx](mailto:cesar.ricardi@cucea.udg.mx)

El papel del logro educativo en la determinación de las chances de movilidad de clase social intergeneracional ha sido objeto de amplia investigación, internacional y nacional, en el ámbito de la economía y la sociología. Parte del acervo de la investigación empírica tanto europea (*e. g.*, Breen y Goldthorpe, 1997; Gil, Marqués y Fachelli, 2017; Goldthorpe, 2014; Goldthorpe y Jackson, 2008;) como latinoamericana (*e. g.*, Boado y Fachelli, 2020; Jorrat, 2016; Torche y Costa Ribeiro, 2010; Solís y Dalle, 2019) se constituye a partir del interés por analizar el rol del logro educativo (E) del individuo en los procesos de asignación de oportunidades que dependen de la influencia del origen de clase social (O) sobre el destino de clase social (D), valiéndose para su análisis del modelo teórico de logro de estatus propuesto originalmente por Blau y Duncan (1967), para descomponer y analizar el efecto de E y O en D, y simplificado más tarde por Breen (2004) y Vallet (2004) para desarrollar análisis por cohortes de nacimiento, sexo y país, dando lugar a lo que hoy se conoce como «modelo del triángulo OED» (Figura 1).

El modelo del triángulo OED simplificado resume las relaciones de asociación teórica (que deben esperarse) y observada (que efectivamente se cumplen) entre la clase de origen (O), que en esta investigación refiere a la clase ocupacional del padre cuando el entrevistado tenía 14 años de edad, la clase de destino (D), que refiere a la clase ocupacional del hijo e hija representada por el entrevistado, y el logro educativo (E), que refiere al nivel de escolaridad del entrevistado. Los lados del triángulo OED representan las asociaciones parciales de los efectos directos (Figura 1), como el efecto de la clase de origen sobre el logro educativo (OE), indicativo del grado de desigualdad de oportunidades educativas; el efecto del logro educativo sobre la clase de destino (ED), indicativa de los retornos de clase en función de la escolaridad; y el efecto de la clase de origen sobre la clase de destino (OD), indicativa del grado de reproducción de clase social.

Es posible identificar también efectos composicionales, esto es, indirectos sobre las asociaciones parciales cuando interviene y media una tercera variable (Figura 1). En esta investigación interesa analizar el que tiene lugar para la asociación entre la clase de origen (O) y la de destino (D) dada la variable del logro educativo (E), empíricamente expresable con la notación [OE\*ED] y que permite conocer en qué medida E media los efectos *totales* de la clase de origen sobre la de destino  $[OE*ED] / ([OE*ED] + OD)$  (Solís y Dalle, 2019). En este sentido, el modelo del triángulo OED permite identificar el rol de *mediación* de E, que se cumple cuando la influencia *directa* de O sobre D se reduce, en razón de que la influencia *indirecta* (mediada) se vuelve más fuerte.

El modelo del triángulo OED permite a su vez identificar un segundo rol de E, dado por su capacidad igualadora (rol *ecualizador*) que se cumple cuando se reduce la influencia de O en D (-OD), mientras que simultáneamente se reduce la influencia de O sobre E (-OE), aminorando la desigualdad de oportunidades educativas, y aumenta la influencia de E en D (+ED), maximizando los retornos de clase al mérito educativo. Un tercer rol viene dado por el efecto de *atenuación*, que de cumplirse confirma el debilitamiento de la influencia directa de O sobre D a medida que el logro educativo aumenta. Retomaré estos efectos más adelante.

Dos tradiciones del pensamiento contemporáneo en ciencias sociales sobre el papel que desempeña la educación en los procesos de estratificación y movilidad social debaten en torno a las hipótesis e interpretaciones que mejor explican las relaciones resumidas por el triángulo OED (Figura 2). Por un lado, la teoría funcionalista de la industrialización (en adelante, TFI), originada en los trabajos de Kuznets (1955), Parsons (1951) y Treiman, (1970), que defiende la tesis de que a medida que la sociedad avanza en el proceso industrializador, aumenta la igualdad de oportunidades para la movilidad y ascenso social,

siendo así en razón de que la competencia para alcanzar determinadas posiciones de clase y evitar otras se realiza en un marco de mayor equidad e independencia del peso ejercido por los orígenes sociales [-OD] de las etapas preindustriales.

La TFI sostiene que en la medida que las sociedades se industrializan, la desigualdad de oportunidades educativas decrece [-OE], en razón de la expansión educativa que experimentan motivada por el aumento del sector secundario de la economía y de la creciente oferta laboral de mano de obra calificada (Erikson y Goldthorpe, 1992). Sostiene también que los retornos de clase a la educación aumentan (+ED) en la medida en que la economía social de mercado en un sistema de capitalismo industrial posiciona al sistema educativo por sobre el familiar en la asignación de oportunidades para acceder a las posiciones ocupacionales dando lugar a un régimen meritocrático fortalecido.

Por otra parte, se encuentra la tradición teórica de las desigualdades persistentes (en adelante, TDP) que opone a la TFI la tesis del carácter invariante de las desigualdades intergeneracionales de clase y de oportunidades educativas en las sociedades industrializadas, con independencia de la expansión educativa que hayan experimentado (Figura 2). Trabajos como los de Featherman, Jones y Hauser (1975), Goldthorpe, Llewelin y Payne (1987), Grusky y Hauser (1984), Erickson y Goldthorpe (1992), Shavit y Blossfeld (1993) y Bukodi y Goldthorpe (2013), abonan a esta tradición con evidencia que pone en entredicho los beneficios defendidos por la TFI. Featherman *et al.* (1975) concluyeron que, en las sociedades industrializadas, donde predomina el sistema de familia nuclear y la economía de mercado, una vez controlados los efectos de los marginales de la tabla de movilidad social, la desigualdad de oportunidades para experimentar la tiende a ser estable a través del tiempo.

Erikson y Goldthorpe (1992), empleando muestras para varones adultos, compararon 14 economías industrializadas, advirtiendo que el patrón de desigualdad de oportunidades para la movilidad social intergeneracional relativa es constante a través del tiempo además de común a las economías comparadas, concluyendo, en sintonía con la tesis de «mantenimiento de estatus» de Grusky y Hauser (1984), que si la hipótesis de la *equidad creciente* defendida por la TFI tenía posibilidades de cumplirse, solo sería en la fase temprana del proceso industrializador, no así en las fases de maduras (1992, p. 25). Posteriormente, empleando muestras de ambos sexos, Breen (2004) aportó resultados confirmatorios de una pauta de aumento de la movilidad intergeneracional relativa (fluidez social) a través de cohortes de nacimiento en nueve de las once sociedades que analizó, matizando la tesis de la fluidez social constante de Erikson y Goldthorpe (1992).

Existen avances enmarcados en una generación reciente de estudios que ponen en conversación la TFI y TDP con sus hallazgos y se inspiran en el triángulo OED para descomponer y analizar los roles que desempeña la educación en la desigualdad intergeneracional de clase social en América Latina (Boado y Fachelli, 2020; Boado y Rey, 2018; Dalle, 2015; Jorrat, 2016; Solís y Dalle, 2019; Torche, 2010; Torche y Costa Ribeiro, 2010); en México (Puga y Solís, 2010; Solís y Dalle, 2019); y, en menor medida, en la ciudad de Monterrey y otros medios urbanos (Solís, 2005, 2007; Zenteno y Solís, 2006). Con corte al momento en que redacto este artículo de investigación y hasta donde tengo constancia, la presente es la única investigación que formula hipótesis y las testea, derivadas del modelo teórico del triángulo OED, para el estado de Nuevo León.

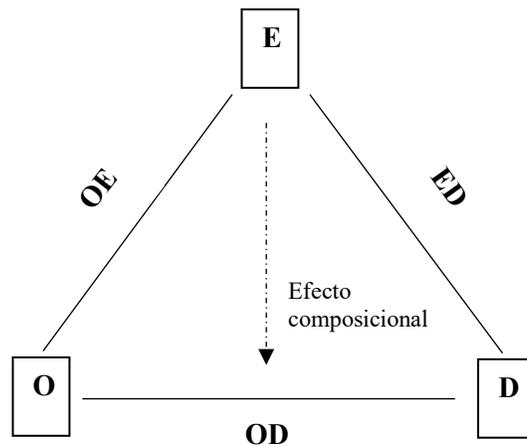
El presente documento se estructura de la siguiente forma. Primero, retomo en aras de una mayor claridad la especificación de los roles del logro educativo, los efectos que derivan del modelo del triángulo OED y la evidencia reciente del estado de la cuestión a

escala nacional y subnacional. Segundo, formulo las preguntas de investigación y las hipótesis que sintetizan la descomposición de los efectos derivados del modelo OED bajo una lógica secuencial. Tercero, detallo la técnica y los modelos de análisis estadístico, específico el esquema de clase ocupacional, las variables y describo la fuente de información. En la cuarta sección, evalúo el ajuste de los modelos y presento los resultados del análisis sobre los efectos de mediación, ecualización y atenuación de E respecto a la desigualdad de oportunidades para la movilidad social intergeneracional, diferenciando por cohorte y sexo de la población ocupada (PO) en Nuevo León. En la última sección, discuto las hipótesis formuladas a la luz de los resultados obtenidos y de las tradiciones teóricas y concluyo aportando evidencia y sugerencias para fortalecer la equidad de oportunidades en Nuevo León.

## **El rol de la educación en los procesos de movilidad intergeneracional**

Tomando como punto de partida el modelo del triángulo OED, las tres asociaciones parciales que conforman los efectos directos y de las que depende la desigualdad de oportunidades para la movilidad intergeneracional de clase se leen como: el grado en que el nivel de escolaridad del encuestado depende de la clase ocupacional del padre (clase de origen) (lado OE); el grado en que la clase ocupacional del encuestado (clase de destino) depende del nivel de escolaridad alcanzado (lado ED); y el grado en que la clase de origen influye sobre la clase de destino (lado OD) (Figura 1).

**Figura 1.** Modelo triangular OED simplificado



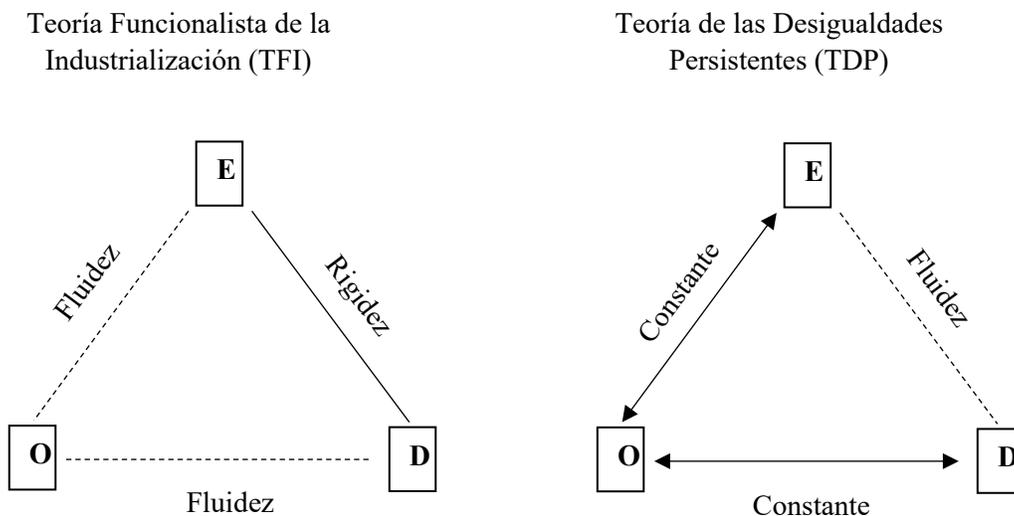
Fuente: elaboración propia.

Con base en el modelo es posible descomponer el efecto directo OD y cuantificar el indirecto de la asociación OD mediado por E, lo que permite estimar en qué medida el logro educativo influye en la dependencia de los destinos de clase respecto a los orígenes de clase. El aumento del efecto de *mediación* de E supone la reducción del efecto directo de la clase de origen sobre la de destino ( $-OD$ ), mientras que el efecto indirecto de O sobre D aumenta por medio de la escolaridad ( $+OE*ED$ ). En resumidas cuentas, esta es la tesis defendida por la TFI, para la cual las sociedades que han transitado por el proceso modernizador de la industrialización cuentan con tasas de movilidad social relativa más elevadas, esto es, fluidez social creciente a través del tiempo (Figura 2).

Adelanté que, además del efecto de mediación, es posible identificar un efecto *ecualizador* de la educación, el cual tiene lugar cuando la influencia del origen de clase sobre el logro educativo se reduce ( $-OE$ ), a la par que aumenta la influencia de este último sobre los destinos de clase ( $+ED$ ), propiciando la disminución de la asociación de los orígenes sobre los destinos de clase ( $-OD$ ). En el triángulo OED desde la TFI el efecto

ecualizador se expresa por una mayor fluidez del lado OE y OD y una mayor rigidez del lado ED (Figura 2).

**Figura 2.** Modelo triangular OED según la TFI y la TDP para las asociaciones OE, ED y OD a través del tiempo (progresivas entre las cohortes de nacimiento)



Fuente: adaptación propia con base en Goldthorpe (2014) y Boado y Fachelli (2020).

Investigaciones realizadas para la ciudad de Monterrey (Solís, 2005; Zenteno y Solís, 2006) confirman que el efecto ecualizador no canaliza la asociación entre origen y destino de clase, la cual continúa siendo fuerte a través del tiempo, mientras que a nivel nacional (Solís y Dalle, 2019), cuando se considera la PO de hombres y se la compara con la de Argentina y la de Chile, se advierte que México ocupa una posición intermedia entre estos dos países, próxima a la de Argentina en términos de la influencia de O sobre D, pero con una asociación OE más fuerte que esta última, que obstruye la asignación meritocrática de los destinos de clase. En el caso de la PO de mujeres, México mostró una menor asociación OD que Argentina, es decir, mayor fluidez, a pesar de tener asociaciones OE y

ED próximas a las de ese país sudamericano, es decir, con un cambio en OD para la PO de mujeres en México no explicable a partir de un efecto ecualizador, si tomamos a Argentina como país de referencia (Solís y Dalle, 2019).

El efecto de *atenuación*, por el cual disminuye la asociación entre orígenes y destinos de clase ( $-OD$ ) a medida que aumenta la escolaridad ( $-OE*DE$ ), se encuentra contenido en la hipótesis de la TFI. La TFI sostiene que la industrialización produce la separación entre el mundo de la producción y el mundo de la familia, fuertemente conectados en las sociedades preindustriales, generando una menor influencia de los orígenes de clase sobre la asignación de los roles productivos y reduciendo la herencia intergeneracional de posiciones de clases. La transformación de la estructura que da lugar a la división social del trabajo, en conjunto con el desarrollo tecnológico del proceso modernizador, genera las condiciones para una mayor competitividad y niveles de eficiencia que amplían la brecha entre familia y mercado de producción. Se cumple así para la TFI la transición desde la influencia de los criterios adscriptivos y particularistas, basados en la esfera familiar, hacia los criterios meritocráticos y de logro diferencial de la educación que demandan los procesos racionales de selección del mercado laboral bajo el principio de máxima eficiencia (Erikson y Goldthorpe, 1992).

El efecto de atenuación puede debilitarse ante la expansión educativa de los niveles superiores. Si la expansión de los niveles superiores tiene lugar entre quienes provienen de los orígenes de clase más bajos, se dará un cierre en la selección de quienes cuentan con estos niveles escolares y origen de clase, y si estas circunstancias se dan en un contexto de retracción de la oferta del mercado por mano de obra calificada, se reactivan los criterios adscriptivos y particularistas de selección (Torche, 2011; Solís y Dalle, 2019).

La influencia de la tradición de la TFI en América Latina se reflejó en los trabajos de Labbens y Solari (1961), Hutchinson (1962) y Germani (1963), los cuales enfocaron el análisis de los efectos que resultaban del cambio de modelo agroexportador al de industrialización por sustitución de importaciones (ISI) sobre las tasas de movilidad social ascendente del desarrollo económico, la urbanización, la reducción del sector primario ante el crecimiento del terciario y de la expansión educativa. Germani (1963) advirtió que en Argentina el cambio hacia el modelo ISI, acompañado de una mayor oferta de mano de obra calificada, aumentó el grado de mediación del logro educativo y, con ello, las oportunidades de ascenso social. En Brasil, Pastore (1979) mostró que el proceso de industrialización impulsó la urbanización, la demanda de empleo y la creación de una nueva clase media asalariada, aumentando las oportunidades de movilidad estructural de clase social ascendente. En México, Balán, Browning y Jelin (1977) advirtieron que el efecto mediador de la educación en la ciudad de Monterrey aumentaba bajo el modelo ISI, reduciendo el efecto directo de la clase de origen sobre la de destino, aunque con menor intensidad que en Estados Unidos.

Una tercera generación de trabajos para el caso de México, ciudades urbanizadas y Monterrey, recuperó esa misma preocupación por medir a través del tiempo el efecto del logro educativo en la asociación de la clase de origen y la de destino utilizando una perspectiva de clases sociales (esquemas) en lugar de una de logro de estatus (escalas) (e. g., Solís, 2005, 2007, 2012; Zenteno y Solís, 2006). Los resultados para Monterrey confirmaron la hipótesis de que una cuota importante de la influencia de O sobre D se explica por el efecto indirecto de la escolaridad, pero advirtieron de la persistencia igualmente significativa de la asociación OD hacia las cohortes de nacimiento más jóvenes (Solís y Dalle, 2019).

El trabajo de Solís (2005) cuantificó las principales tendencias de la movilidad de clase ocupacional, la influencia del logro educativo y su congruencia de estatus con el ingreso económico laboral en Monterrey durante y tras el ocaso del impulso económico que propició el modelo ISI. A partir de un esquema de cuatro macroclases ocupacionales, desde un enfoque intergeneracional y con base en cuatro cohortes de nacimiento (1905-1920, 1921-1932, 1940-1954, 1955-1967) para la PO de hombres en Monterrey, constató el aumento de la movilidad ascendente de tipo estructural, producto de un mayor enclasmamiento en posiciones no manuales en las cohortes más jóvenes. De este modo, la tendencia de ascenso creciente de clase ocupacional advertida antes de la crisis del modelo ISI no se vio interrumpida, siendo la expansión de las actividades no manuales, y no la de las manuales de alta calificación, la que impulsa el ascenso (Solís, 2005).

Asimismo, Solís (2005) estimó el efecto directo de la clase de origen sobre la de destino, aislando la influencia de la escolaridad para capturar el efecto de mediación. Los resultados derivados de su análisis mostraron que en Monterrey el origen de clase mantiene su influencia sobre el destino de clase a través de las cohortes; no obstante, disminuye cuando se controla el efecto de la escolaridad, evidenciando que el logro educativo sigue funcionando como ascensor social, pero con una tendencia a debilitar su rol mediador hacia las dos cohortes de nacimiento más jóvenes (1940-1954 y 1955-1967),<sup>2</sup> en razón de que se amplía la brecha de oportunidades para el logro ocupacional entre quienes provienen de un origen de clase manual, tanto de alta como de baja calificación, y quienes lo hacen de un origen de clase no manual, tanto de baja como de alta calificación (Solís, 2005).

---

<sup>2</sup> La primera de las cohortes (1940-1954) aún a quienes alcanzaron la madurez ocupacional (33 años de edad) al final del periodo del modelo ISI, mientras que la segunda (cohorte 1955-1967), a quienes la alcanzaron durante el periodo de crecimiento basado en la diversificación sectorial y la expansión internacional de las unidades económicas empresariales regionmontanas.

En términos del efecto ecualizador y tomando a Argentina como referencia, Solís y Dalle (2019) encuentran que la intensidad neta de la asociación entre origen y destino de clase (OD) en México es menor en la PO de mujeres que de hombres, mientras que la de las asociaciones entre origen de clase y escolaridad (OE) y escolaridad y destino (ED) tienden a ser parecidas (Solís y Dalle, 2019). El efecto ecualizador es comparativamente menor en la PO de hombres, donde la mayor reproducción intergeneracional de clase (+OD) respecto a la PO de mujeres se explica por la mayor desigualdad de oportunidades educativas (+OE) y, en menor medida, por la rigidez en los retornos a la escolaridad (+ED). En la PO de mujeres respecto a la de los hombres, la menor asociación OD identificada no se explica tanto por una mayor fluidez y menor fuerza de las asociaciones OE y ED, sino por la arraigada selectividad ocupacional según sexo que rige al mercado laboral de México (Cuadro 5 en Solís y Dalle, 2019).

En cuanto al efecto de atenuación, que se cumple si se da la reducción de la intensidad de la asociación OD a través de los niveles de escolaridad (E), observaron que para la PO de hombres era constante, sin diferencias significativas entre los niveles de E, mientras que para la PO de mujeres sí se cumplía, pero solamente para las mujeres que habían alcanzado el nivel de educación superior y no así para el logro de nivel secundaria (Solís y Dalle, 2019).<sup>3</sup> Conforme a los resultados que ofrecen los autores, hay elementos para suponer la existencia de una mayor fluidez en el efecto de atenuación y de una tendencia a la meritocracia en la PO de mujeres.

---

<sup>3</sup> Aunque deben tomarse con cautela los resultados del efecto de atenuación para la PO de mujeres que ofrecen Solís y Dalle (2019), en razón de que la diferencia en la bondad de ajuste del modelo de las diferencias uniformes (Unidiff) a través de los niveles de escolaridad respecto al modelo de asociación constante (CnSF) resultó estadísticamente significativa para un p-valor fijado en  $< 0.10$ .

## **Preguntas de investigación, precisiones e hipótesis**

¿En qué medida el logro educativo (E) cumple un rol de *mediación* en la influencia que ejerce la clase de origen (O) sobre la de destino (D) a través de las cohortes de nacimiento (C) y qué diferencias presenta según el sexo de la población ocupada (PO)?

*Hipótesis 1:* con base en los antecedentes de investigación (Goldthorpe, 2014; Solís, 2005; Solís y Dalle, 2019; Zenteno y Solís, 2006) y en las transformaciones de la economía y el mercado laboral de Nuevo León en los períodos que guardan concordancia con la madurez ocupacional alcanzada por cada cohorte de nacimiento, espero encontrar que el logro educativo ejerza una influencia significativa sobre la asociación OD en cada una de las cohortes, con un aumento del rol de mediación hacia las cohortes intermedia y joven.

*Hipótesis 2:* con base en la selectividad por sexo que caracteriza al mercado laboral en México (Solís y Boado, 2016; Solís y Dalle, 2019), y con los considerandos requeridos para su extrapolación al nivel subnacional, espero que el efecto de *mediación* comience a ser más importante en las cohortes más jóvenes (intermedia y joven) y con mayor intensidad para la PO de mujeres respecto a la de los hombres.

¿En qué medida E con independencia de su rol mediador cumple una función de *ecualización* a través de las cohortes y según la diferenciación por sexo de la PO? Es decir, ¿en qué cohortes de nacimiento y para qué sexo se cumple simultáneamente con un menor peso de los orígenes de clase sobre los destinos (–OD), menor desigualdad de oportunidades educativas (–OE) y mayores retornos de clase a la escolaridad (+ED)?

*Precisión 1:* respecto a la asociación del lado OD del triángulo OED y bajo una perspectiva a través de las cohortes, la hipótesis 3 resume el contraste de las tradiciones de la TFI y la TDP (Figura 2). La primera, afirmando una movilidad social intergeneracional

creciente en el tiempo dada la debilitación de la asociación OD (mayor fluidez social), mientras que la segunda, indicando el carácter constante de la asociación entre las cohortes (fluidez social constante).

*Hipótesis 3 (relación del lado OD):* si bien la evidencia empírica en el estado de la cuestión no es alentadora, indicando la persistencia de los efectos directos de los orígenes sobre los destinos de clase a través del tiempo, espero que la asociación OD decrezca para la PO de hombres y de mujeres hacia la cohorte joven, impulsada por la expansión educativa, significativa en el nivel superior, la recuperación del sector económico secundario, la estabilidad en la expansión del terciario y la recuperación posterior a la crisis de 2008 de la oferta de mano de obra calificada de las ocupaciones no manuales.

*Hipótesis 4:* dada la segregación ocupacional por sexo que determina la selectividad en la asignación de posiciones ocupacionales, espero encontrar que la desigualdad de género se imponga a la desigualdad de clase, con una mayor fluidez social en la PO de mujeres que de hombres en las distintas cohortes de estudio (Solís y Boado, 2016; Solís y Dalle, 2019).

*Precisión 2:* la asociación parcial OE del triángulo a través de las cohortes pone de nueva cuenta el contraste de las hipótesis defendidas por las tradiciones de la TFI y la TDP. Para la primera, en cuanto que los logros educativos reducen progresivamente su dependencia de los orígenes de clase, mientras que para la segunda se mantienen constantes a través de sucesivas generaciones, sin diferencias significativas a través de las cohortes.

*Hipótesis 5 (relación del lado OE):* espero que la desigualdad de oportunidades educativas se reduzca (-OE) en la medida que la cohorte de nacimiento se hace más joven, dada la gradual expansión educativa.

*Hipótesis 6:* con base en el estado de la cuestión revisado en la sección anterior, espero que la reducción sea mayor en la PO de mujeres que en la de hombres.

*Precisión 3:* la asociación parcial del lado ED del triángulo, bajo la perspectiva de la comparación de las cohortes, contrasta la hipótesis sobre los retornos ocupacionales al logro educativo de las tradiciones de la TFI y la TDP. Mientras que para la primera la dependencia de los retornos respecto a la educación aumenta entre las cohortes (rigidez, menor fluidez de ED), fortaleciendo el régimen meritocrático de asignación de posiciones de clase, para la segunda no existen diferencias significativas que advertir a través de las cohortes (fluidez constante de ED) (Figura 2).

*Hipótesis 7 (relación del lado ED):* dada la expansión educativa, espero un aumento de los retornos de clase al logro educativo (+ED) en la medida que la cohorte se hace más joven, materializándose la imposición del mérito por sobre la adscripción como canal de enclasamiento ocupacional.

*Hipótesis 8:* aquí también espero que la segregación por sexo del mercado educativo se imponga a los retornos de clase a la educación, siendo más débil la asociación ED para la PO de mujeres que de hombres.

¿En qué medida, además de las posibles funciones de mediación y ecualización, el logro educativo cumple un rol de *atenuación* de la influencia del origen sobre el destino de clase a través de las cohortes y según el sexo de la población ocupada? Esto es, ¿se observa un debilitamiento de la intensidad neta de la asociación OD en la medida que aumenta el nivel de escolaridad? ¿Emergen diferencias significativas entre cohortes de nacimiento y según sexo?

*Precisión 4:* evalúo el efecto composicional del logro educativo sobre la asociación OD, es decir, sobre la desigualdad intergeneracional de oportunidades para la movilidad de

clase a través de las cohortes y según el sexo de la PO. Este efecto permite poner a prueba la tesis de la TFI según la cual la dependencia del destino (D) respecto al origen de clase (O) se reduce en la medida que se alcanza un mayor nivel de escolaridad; esto, en razón de la retracción de los factores adscriptivos en la determinación de la estratificación social de las sociedades industrializadas y postindustriales y del fortalecimiento de las credenciales educativas en la asignación de posiciones en el mercado laboral. La reducción de la asociación OD a través de E puede derivarse a su vez, como señala Mare (1980), de un mecanismo de selectividad que se hace cada vez más fuerte en la medida que se avanza entre niveles educativos. En contraste, para la TDP la asociación OD a través de E no muestra variaciones significativas a través de las cohortes, en sintonía con parte de la evidencia para América Latina según la cual la asociación OD se mantiene constante o, incluso, aumenta en los niveles superiores de posgrado (Solís y Dalle, 2019; Torche, 2011).

*Hipótesis 9 (efecto composicional de E sobre OD):* en razón de la expansión educativa, espero encontrar una reducción de la asociación OD a través de los niveles de E a medida que la cohorte se hace más joven.

*Hipótesis 10:* con base en los antecedentes de investigación (Solís y Dalle, 2019), espero una reducción en mayor medida para la PO de mujeres.

## **Método, modelos, variables y fuente de información**

### **Movilidad social relativa o fluidez social**

El análisis de la desigualdad de clase social se ubica en la tradición de los estudios de los sistemas de estratificación y regímenes de movilidad social, particularmente, en los

de movilidad relativa, también conocida como fluidez social. Por medio de la movilidad relativa se mide el grado de asociación entre origen y destino de clase aislando el efecto de las distribuciones marginales de la tabla de movilidad social, con lo que se controla la influencia de los cambios estructurales sobre las chances relativas de movilidad. Esto diferencia la movilidad relativa de la movilidad absoluta, que se centra en el análisis de las distribuciones porcentuales sin controlar el efecto de las transformaciones en la estructura ocupacional.

El estudio de la movilidad social relativa hace posible conocer el grado de cierre social de la estructura de clases y, desde una perspectiva intergeneracional, qué tan permeables se tornan las barreras de clase desde la generación de los padres hacia la de los hijos. Entonces, la movilidad social relativa cuantifica la diferencia, libre de efectos estructurales, en las probabilidades de alcanzar una determinada posición de clase más que otra, proviniendo de una determinada posición de clase de origen respecto a otra.

Una sociedad en la que se cumpla la independencia estadística entre orígenes y destinos de clase (ausencia de asociación entre O y D) se caracterizaría por tener un régimen de movilidad relativa de tipo «perfecta». Sociedades con movilidad social perfecta no existen empíricamente, pero un modelo teórico de movilidad perfecta es útil como punto de partida frente al cual comparar hipótesis expresadas en modelos alternativos que buscan medir el grado de movilidad relativa o fluidez social. Un mayor nivel de fluidez social es indicativo de una menor fuerza en la asociación entre O y D e informa de una sociedad con menor cierre social; esto es, menor desigualdad de oportunidades para la movilidad social y mayor permeabilidad de la estructura de clases (Breen, 2004).

## Modelos estadísticos

Para estimar el efecto de *mediación* bajo el enfoque de análisis de la movilidad relativa o fluidez, utilizo un modelo de Regresión Logística Ordenada (RLO) que emplea variables categóricas ordinales. La variable dependiente es la clase ocupacional del encuestado (desino de clase) (D), con sus categorías ordenadas jerárquicamente, lo que hace que la RLO sea preferible frente a la Regresión Logística Multinomial (RLM), posible también de ser aplicada, en razón de que la RLO ofrece un único set de coeficientes de regresión y pruebas de asociación no múltiples con las que se obtiene una representación más parsimoniosa de los datos con una variable dependiente ranqueada (Osborne, 2015).

La técnica de la RLO permite proponer un modelo de probabilidad acumulada y lineal respecto a la escala logística que, dados dos vectores covariantes  $x_{i1}$  y  $x_{i2}$ , estima el logit acumulado de la proporción en que el momio (odds) de una respuesta  $y_i \leq j$  es mayor o menor frente a una respuesta  $y_i > j$  (Powers y Xie, 2000). Es conocido como modelo de ventajas o momios proporcionales, obteniéndose el logit acumulativo con la siguiente ecuación:

$$lj(Xi) = \log \Pr (y_i \leq j | x_i) / (\Pr (y_i > j | x_i))$$

$$lj(Xi) = \log \frac{\Pr (y_i \leq j | x_i)}{\Pr (y_i > j | x_i)} = \alpha_j + X' i\beta.$$

En el análisis, el modelo de RLO controla el efecto del logro educativo para cuantificar las chances relativas que tiene la PO de alcanzar una clase de destino más alta proviniendo de una clase de origen  $x$  respecto a la PO proveniente de una clase de origen  $y$ , asumiendo esta última como categoría de referencia. Las diferencias en las chances se

expresan a través de coeficientes beta ( $\beta$ ) exponenciados, siendo los valores mayores que 1 indicativos de una mayor probabilidad de alcanzar una clase de destino más alta para la clase de origen  $x$  respecto a la clase de origen  $y$  de referencia. Los valores del coeficiente  $\beta$  exponenciado menores que 1 indican la situación inversa: una menor probabilidad de alcanzarla para la clase de destino  $x$  respecto a la de referencia  $y$ , mientras que los valores cuya variación respecto a 1 no resulta significativa (iguales o próximos a 1) indican que las probabilidades de alcanzar un destino de clase más alto no difieren entre la clase de origen  $x$  y la de referencia  $y$ .

Para cuantificar el efecto *ecualizador* y el efecto de *atenuación* utilizo modelos loglineales y logmultiplicativos de tres vías. Estos permiten capturar el cambio de las asociaciones OD, OE y ED entre las cohortes y según el sexo. Para el efecto *ecualizador* estimo la desigualdad de oportunidades de clase (OD) para capturar el grado general de fluidez a través de las cohortes mediante la siguiente especificación del modelo [OD] [OC] [DC]. Para cuantificar la desigualdad de oportunidades educativas (OE) a través de las cohortes, mediante la especificación del modelo [OE] [OC] [EC] y para el retorno al logro educativo (ED) mediante el modelo [ED] [EC] [DC]. El modelo que empleo es conocido como de fluidez constante (CnSF) (Erikson y Goldthorpe, 1992) y pone a prueba la hipótesis de diferencias no significativas entre cada una de las asociaciones (OD), (OE) y (ED) a través de las cohortes de nacimiento; esto es, que formula la hipótesis de una asociación que se mantiene constante (fluidez constante) en el tiempo entre generaciones.<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> Para facilitar al lector el reconocimiento del modelo de asociación uniforme, asociación constante o fluidez constante, conservo en este artículo la sigla más utilizada en la literatura de movilidad social: CnSF, contracción de Constant Social Fluidity.

Estimo tres modelos, uno por cada interacción de segundo orden, siendo sus ecuaciones las siguientes:

Para [OC] [DC] [OD]

$$\log(n^e_{ijk}) = \lambda + \lambda_i O + \lambda_j D + \lambda_k C + \lambda_{ik} OC + \lambda_{jk} DC + \lambda_{ij} OD$$

Para [OC] [EC] [OE]

$$\log(n^e_{ijk}) = \lambda + \lambda_i O + \lambda_j E + \lambda_k C + \lambda_{ik} OC + \lambda_{jk} EC + \lambda_{ij} OE$$

Para [EC] [DC] [ED]

$$\log(n^e_{ijk}) = \lambda + \lambda_i E + \lambda_j D + \lambda_k C + \lambda_{ik} EC + \lambda_{jk} DC + \lambda_{ij} ED$$

El segundo modelo que aplico es el logmultiplicativo de diferencias uniformes (Unidiff) (Erikson y Goldthorpe, 1992), mediante el cual testeó la existencia de diferencias significativas en los coeficientes de asociación de las interacciones de segundo orden para identificar un patrón o tendencia a través de las cohortes. El modelo Unidiff permite identificar las diferencias en la fluidez a partir de la intensidad de las asociaciones sin tener que elaborar modelos topológicos específicos para cada cohorte. El modelo se formaliza en la siguiente expresión:

$$\log(n^e_{ijk}) = \lambda + \lambda_i O + \lambda_j D + \lambda_k C + \lambda_{ik} OC + \lambda_{jk} DC + \lambda_{ij} OD + \beta_k X_{ij}$$

El término  $\beta k X_{ij}$  resume la presencia de los coeficientes que reportan el efecto aditivo de una tercera variable introducida como variable capa (*layer*); en este caso, la variable de las cohortes de nacimiento. Si se descompone el término,  $X_{ij}$  representa la tendencia de la asociación en la interacción de segundo orden de interés (OD), (OE) y (ED) a través de la tercera variable capa, mientras que  $\beta k$  es el parámetro que captura la distancia de la intensidad de la asociación respecto al modelo de independencia estadística. A estos parámetros también se los conoce como parámetros Phi. En síntesis, valores de  $\beta k$  mayores que 1 indican un mayor distanciamiento del modelo de independencia estadística, esto es, menor fluidez (rigidización); mientras que valores menores que 1, mayor acercamiento al modelo de independencia, por lo tanto, mayor fluidez. El modelo requiere definir una categoría de referencia de la variable capa contra la que comparar la estimación de la fuerza relativa de la asociación de segundo orden; en este caso, la cohorte de nacimiento más antigua (1958-1970), en la que escalo los parámetros de las dos cohortes restantes.

Para capturar el efecto de *atenuación* de la escolaridad, esto es, cuantificar la asociación entre orígenes y destinos de clase a través de los niveles educativos, utilizo los dos mismos modelos, el de fluidez constante (CnSF) y el de diferencias uniformes (Unidiff), pero empleando el nivel educativo como la tercera variable capa (*layer*) con el nivel de primaria como categoría de referencia, en la que escalo los parámetros de los niveles restantes. Se asume la misma interpretación de los parámetros  $\beta k$  antes descrita. Valores por debajo de 1 informan una menor intensidad neta de la influencia del origen sobre el destino de clase a medida que aumenta el logro educativo y considerando el nivel de primaria como referencia, indicando un efecto de atenuación de la escolaridad sobre la asociación OD; mientras que valores por encima de 1 informan un aumento de la intensidad relativa de la asociación OD, indicando un debilitamiento del efecto de atenuación de la

escolaridad. Las funciones para los modelos de fluidez constante y Unidiff en el efecto de atenuación son:

Para el de fluidez constante [OE] [DE] [OD]

$$\log(n^e_{ijk}) = \lambda + \lambda_i O + \lambda_j D + \lambda_k E + \lambda_{ik} OE + \lambda_{jk} DE + \lambda_{ij} OD$$

Para el de diferencias uniformes Unidiff

$$\log(n^e_{ijk}) = \lambda + \lambda_i O + \lambda_j D + \lambda_k E + \lambda_{ik} OE + \lambda_{jk} DE + \lambda_{ij} OD + \beta_k X_{ij}$$

### **Esquema de clases y variables**

En cuanto a la variable de estudio *clase ocupacional*, utilizo un esquema basado en la propuesta de Solís (2010), inspirada en la tradición weberiana del análisis de clases sociales y adaptada a México. Compensó las limitaciones del tamaño de la muestra en los análisis basados en tablas de movilidad trivariadas (tres vías), agrupando las clases ocupacionales de la propuesta original de Solís en un esquema de macroclases que conservan el ordenamiento jerárquico y el fundamento metodológico de la propuesta original del autor. El esquema de clase se logra a partir de la operativización de tres conceptos: la situación en los mercados de propiedad y laboral, los orígenes sociales, y las oportunidades de vida. Estas últimas remiten a las condiciones materiales de vida y el acceso a bienes, y son verificables a través de los indicadores de ingreso económico laboral mensual promedio por hora, años promedio de escolaridad y el promedio de un índice de acceso a activos del hogar (Solís, 2010).

El esquema de clase de posiciones ocupacionales que empleo guarda un correlato empírico con el ordenamiento vertical de los ingresos laborales promedio, los años de escolaridad promedio y el acceso a bienes del hogar (Solís, 2010) y se inscribe dentro del grupo de esquemas clasificatorios que guardan concordancia jerárquica con otras estructuras sociales observables, como el prestigio social, el poder y el control sobre la organización del trabajo (Breen, 2004). El esquema de clases (Cuadro 1), con base en pequeños grupos ocupacionales diferenciados entre sí, resulta idóneo para probar las hipótesis planteadas en la medida en que cumple con dos condiciones: por un lado, contiene las diferencias establecidas por el mercado laboral a partir de la propiedad relacional que le es inherente y, por el otro, refleja las diferencias en el acceso desigual a activos y recompensas sociales, derivadas de su propiedad distributiva (Solís, 2012).

**Cuadro 1.** Esquema de macroclases, clases y grupos ocupacionales

<b>Tres macroclases</b>	<b>Esquema de seis clases</b>	<b>Grupos ocupacionales clasificados</b>
No manual	No manual de alta calificación	Profesionistas; funcionarios y directivos de los sectores público, privado y social; jefes de departamento, coordinadores y supervisores en actividades administrativas y de servicios; profesores de educación universitaria
	No manual de baja calificación	Técnicos del sector público, privado y social; trabajadores de la educación, arte, espectáculos y

		deportes; trabajadores de rutina en oficinas y apoyo en actividades administrativas
Manual alta	Trabajadores de comercio	Trabajadores en actividades comerciales en general (comerciantes, empleados de comercio y agentes de ventas)
	Manual de alta calificación	Supervisores; jefes de control en la industria, actividades artesanales, de reparación y mantenimiento; otros trabajadores manuales especializados; operadores de maquinaria
Manual baja	Manual de baja calificación	Ayudantes, aprendices, peones y otros obreros no especializados del sector industrial, actividades artesanales, de reparación, mantenimiento y de la construcción; trabajadores ambulantes en actividades de venta y servicios; trabajadores en servicios domésticos y personales en establecimientos; personal de seguridad y vigilancia
	Trabajadores agrícolas	Trabajadores en actividades agrícolas en general (silvicultura, agricultura, pecuarias y de caza y pesca).

Fuente: elaboración propia con base en Solís (2010) y Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León (2021a, 2021b).

En aras de compensar las limitaciones del tamaño muestral para el análisis con tablas trivariadas y sobre las que se aplican los modelos, la variable de *logro educativo* agrega categorías y distingue tres niveles: primaria, secundaria y superior; este último, agregando media superior y superior, mientras que todos los niveles refieren al nivel escolar completo. Con el cometido de explicar la variación en el patrón de asociaciones requeridas para medir los efectos de mediación, ecualización y atenuación del logro educativo a través del tiempo, definí tres *cohortes de nacimientos* para la PO de hombres y de mujeres de 25 a 64 años de edad en Nuevo León. Los nacidos en la cohorte *senior* entre 1958-1977 (45 a 64 años de edad al momento de la encuesta), los nacidos en la cohorte *intermedia* entre 1978-1987 (35 a 44 años de edad), y los nacidos en la cohorte *joven* 1988-1997 (25 a 34 años de edad). La madurez ocupacional que alcanza la población ocupada nacida en cada cohorte la establezco, en promedio, a los 30 años de edad, aunque bien puede ubicarse en el tramo etario de 25-30 años, y guarda un correlato con los diferentes periodos del modelo de desarrollo económico de México y, con recaudos, de la entidad.<sup>5</sup>

La población ocupada nacida en la cohorte *senior* llega a su madurez ocupacional en el período 1983-2002, en el que experimenta el último «coletazo» del declive del modelo ISI, la crisis económica de 1982, que dio lugar a una década marcada por una alta desigualdad distributiva del ingreso económico, conocida como «década pérdida» (1981-1990), y los ajustes económicos de estabilización a través de reformas promercado de primera (decenio 1980) y segunda generación (decenio 1990). Fue un período en el cual el

---

<sup>5</sup> El concepto de «madurez ocupacional» refiere a la edad en la que «habitualmente» la PO ha alcanzado la cumbre de la curva de ascenso en la trayectoria ocupacional a lo largo de su vida productiva y puede situarse en promedio en torno a los 30 años de edad (Erikson y Goldthorpe, 1992, p. 281). Se trata de un valor promedio aproximativo, en razón de que la madurez ocupacional puede variar según el momento histórico, el país, el sector de actividad y el conjunto de profesiones y carreras.

crecimiento económico impulsado por la principal ciudad de Nuevo León (Monterrey) se apalancó en la diversificación de la actividad económica y la proyección transnacional de las empresas productivas locales (Solís, 2005).

La PO nacida en la cohorte *intermedia* alcanza la madurez ocupacional en el período 2003-2012, inaugurado a nivel nacional por la crisis de la segunda generación de reformas promercado, el aumento de la tasa de desempleo, que se acentuó con la crisis internacional de 2008-2009, y la retracción de la demanda externa, que golpeó con fuerza las exportaciones del sector secundario de la economía nuevoleonesa, con una pérdida sectorial de 62 000 puestos de trabajo, y produjo el corrimiento de la oferta hacia el sector primario (16 000 puestos más) y terciario (89 000 puestos más) (SET, 2016). En este período, concretamente en 2010, la tasa de desempleo global del estado alcanzó el pico de un 24.7 % (SET, 2016).

La población ocupada nacida en la cohorte *joven* alcanza la madurez ocupacional en el período más reciente (2013-2021) y experimenta en Nuevo León la recuperación de la demanda de empleo, con una tasa de desocupación que decrece en forma sostenida desde el pico alcanzado en 2010 (24.7 %), producto de la crisis, hasta el 2015, año en que se ubica en un 16.5 % (SET, 2016). Es un período marcado por la recuperación de la población ocupada en el sector secundario de la economía nuevoleonesa, con un crecimiento positivo, tras el negativo de los años de la crisis (2008-2010), y la disminución de los niveles de ocupación en el sector terciario, producto de la recuperación del secundario; en 2009 el crecimiento de la población ocupada en el sector secundario alcanzó el -9 %, pero en 2013 se invirtió y pasó a ser positivo (9 %) (SET, 2016). La reactivación económica durante este período se vio reflejada en la recuperación del nivel global de ocupación y de las tasas específicas en el sector secundario de la economía de Nuevo León. En 2009, el crecimiento

del PIB era negativo (-7.3 %) y en 2011, positivo (6.1 %), abriéndose un ciclo de crecimiento positivo en la segunda década del siglo XXI (SET, 2016).

### **Fuente de información**

Utilizo la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021 (Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León 2021), que recolecta información retrospectiva y actual con un corte transversal que hace posible comparar información sobre la posición de clase y logro educativo en dos generaciones, y evaluar la desigualdad intergeneracional de oportunidades de clases y educativas. A los efectos de responder las hipótesis de esta investigación, provee información sobre la ocupación y el nivel educativo de los entrevistados al momento de la encuesta y de sus padres cuando el entrevistado contaba con 14 años de edad.

La Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León 2021 tiene una cobertura geográfica de nivel estatal y abarca tres zonas: zona metropolitana de la ciudad de Monterrey, zona periférica del área metropolitana y el resto de la entidad. Se basa en un muestreo probabilístico polietápico estratificado con un tamaño de 3 767 entrevistas para levantar información estadísticamente significativa de la población de hombres y mujeres, de 25 a 64 años de edad, residentes en zonas urbanas y rurales del estado de Nuevo León (CEEY, 2021).

La encuesta provee información sobre la condición de empleabilidad y la ocupación principal del encuestado y la de su padre cuando el primero tenía 14 años de edad, clasificadas conforme a la Clasificación Mexicana de Ocupaciones (CMO) a tres dígitos. La presencia de esta información, tanto para el origen (padre) como para el destino (hijos e

hijas) de clase, hizo posible la construcción del esquema de clases conforme a la propuesta de Solís (2010) para la población objeto de estudio (25 a 64 años de edad), ocupada, de ambos sexos, residente en el estado de Nuevo León al momento de la encuesta.

Para el análisis estadístico descriptivo que emplea proporciones, utilizo el factor de expansión de la encuesta, mientras que, para las técnicas multivariantes, en apego a las instrucciones provistas por el programa de cálculo Do-files de la encuesta para análisis de tipo multivariante, aplico factores de expansión normalizados, obtenidos de multiplicar el factor de cada caso por una constante de modo que sumen el tamaño de muestra  $n$  (CEEY, 2021; Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León, 2021a).

## **Análisis y resultados**

Un examen de la estructura ocupacional a través de los años de los diferentes períodos en que la PO diferenciada según su cohorte de nacimiento alcanzó su madurez ocupacional permite identificar cambios que tienen efectos en la movilidad de clase, en cuanto que las transformaciones que experimenta la estructura sectorial influyen en las oportunidades de cambiar de posiciones de clase ocupacional en el mercado laboral. Al cierre del período regido por el modelo ISI y del crecimiento económico que impulsó, el mercado de trabajo de Nuevo León se caracterizó por un 8.5 % de la población ocupada en el sector primario de su economía (Cuadro 2), producto de una importante presencia de la actividad manufacturera que demandaba materia prima y de un sector terciario con baja representación en el estado. Al cierre de la «década perdida», marcada por el estallido de la crisis que afectó a las grandes firmas de la actividad manufacturera con instalaciones locales en sus niveles de venta, operación y solvencia financiera (Pozos Ponce, 1996), tuvo

lugar una reducción significativa del número de trabajadores en el sector primario (6.1 %, –2.4 pp) (Cuadro 2) y la expansión en el sector terciario, que absorbió las reducciones de los dos sectores de la economía restantes.

**Cuadro 2.** Distribución de la población ocupada (PO) de 15 y más años de Nuevo León por sector de actividad económica, 1980-2023

	<b>1980</b>	<b>1990</b>	<b>2001</b>	<b>2010</b>	<b>2020</b>	<b>2023</b>
<b>Primario</b>	8.5 %	6.1 %	3.0 %	2.4 %	2.1 %	2 %
<b>Secundario</b>	32.8 %	40.2 %	38.3 %	29.7 %	32.6 %	33.9 %
<b>Terciario</b>	35.5 %	50.5 %	58.7 %	67.6 %	65.0 %	63.9 %
<b>No especificado</b>	23.2 %	3.2 %	0.0 %	0.3 %	0.3 %	0.2 %
<b>Total</b>	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Fuente: elaboración propia con base en INEGI (1980) para el año 1980, INEGI (2004) para los años 1990 y 2001, e INEGI (2023) para los años 2010 y 2023.

A inicios del presente siglo, el sector primario se redujo hasta representar solo el 3 % de la PO de Nuevo León; también el sector secundario lo hizo en 2 pp; mientras que el sector terciario continuaba creciendo y ya alcanzaba el 58.7 % (Cuadro 2). La década de 2001-2010 estuvo marcada por la búsqueda de adaptación de las unidades productivas a los cambios heredados de las políticas macroeconómicas neoliberales de la década iniciada en 1991, impulsoras de una mayor inserción en la economía internacional, pero también de la crisis financiera de 1994 (Pozas, 2002). La expansión del sector terciario continuó hasta inicios del segundo decenio del siglo XXI (67.6 %, +8.9 pp), con la continuidad de la

reducción del sector primario (2.4 %, -0.6 pp) y secundario (29.7 %, -8.6 pp) (Cuadro 2), funcionando como válvula de escape en una década inaugurada por los efectos de una crisis económica (2008-2010) que propició el aumento de las tasas de desempleo en los sectores primario y secundario.

En 2020 ya se observaba un cambio importante en la estructura sectorial de la PO, advirtiéndose la pérdida del ritmo de crecimiento del sector terciario respecto al decenio anterior (65 %, -2.6 pp), un sector primario que continuaba disminuyendo (2.1 %, -0.3 pp) y un aumento del sector secundario (32.6 %, +2.9 pp) a través de la recuperación de los niveles de ocupación en la industria manufacturera; pero no así en el subsector de la construcción, que perdía representatividad en el total de la PO desde la crisis de 2008-2010. Este patrón se observa también en los datos de 2023 (Cuadro 2).

Con base en este análisis a través del tiempo de la PO en los sectores de actividad de la economía de Nuevo León, distingo dos cambios estructurales relevantes que separan tres etapas concordantes con el desarrollo económico nacional. Una primera transformación está marcada por una reducción significativa de la ocupación en el sector primario y un incipiente aumento del sector terciario. Esta transformación marca la transición entre el cierre de un período de auge de las políticas neoliberales y reformas promercado en los decenios de 1980 y 1990, y el inicio de un período de diversificación y expansión del sector terciario que catalizó los efectos de la crisis de 2008 absorbiendo a la población desocupada proveniente de los otros dos sectores (década iniciada en 2001). Una segunda transformación importante viene dada por la desaceleración del ritmo con que venía disminuyendo el sector primario, producto de la atenuación de la inercia del proceso de desagrarización, otrora experimentado durante el modelo ISI, y el aumento en la demanda del mercado internacional de bienes y servicios, así como la recuperación gradual del sector

secundario, acompañada de ligeros signos de disminución de la PO en el sector terciario (decenio de 2010). Esta transformación marca la transición entre el período antes descrito del decenio iniciado en 2000 y el inaugurado con la recuperación de la PO en el sector secundario como primeros signos de recuperación ante los efectos de la crisis de 2008-2010; no obstante, la tasa de desempleo global continuó disminuyendo significativamente en Nuevo León en los siguientes cinco años después de la crisis (SET, 2016).

En aras de advertir con mayor claridad la cristalización de las transformaciones sectoriales a través del tiempo y su efecto sobre la movilidad de clase, el análisis de la estructura sectorial de la PO en Nuevo León se complementa con el del cambio en la estructura de clases ocupacionales. En este caso, el análisis asume la perspectiva intergeneracional, al considerar los cambios entre la estructura del origen y la de destino de clase bajo una perspectiva comparada que integra las cohortes de nacimiento, diferenciadas por sexo y para la PO de 25 a 64 años de edad (Cuadro 3). Los porcentajes presentados en el Cuadro 3 refieren a la población ocupada según clase de origen y destino,  $V$  es la variación en puntos porcentuales (pp) y  $r$  la razón de cambio entre el porcentaje de la clase de destino (clase de los hijos y las hijas al momento de la encuesta) y la de origen (clase del padre del encuestado cuando este último tenía 14 años de edad).

**Cuadro 3.** Distribución de encuestados según la clase de origen (O) y de destino (D), y cambios marginales respecto a la distribución de origen en tres cohortes de nacimiento según el sexo en Nuevo León

<b>Hombres</b>	<b>1958-1977 (45-64 años de edad)</b>				<b>1978-1987 (35-44 años de edad)</b>				<b>1988-1997 (25-34 años de edad)</b>			
	<b>O</b>	<b>D</b>	<b>V (pp)</b>	<b>r</b>	<b>O</b>	<b>D</b>	<b>V (pp)</b>	<b>r</b>	<b>O</b>	<b>D</b>	<b>V (pp)</b>	<b>r</b>
No manual	5.0 %	17.6 %	12.5	3.5	2.9 %	15.1 %	12.2	5.2	3.1 %	25.8 %	22.7	8.4
Manual alta	30.3 %	52.5 %	22.2	1.7	19.0 %	42.4 %	23.5	2.2	17.6 %	32.4 %	14.8	1.8
Manual baja	64.7 %	29.9 %	-34.9	0.5	78.1 %	42.4 %	-35.7	0.5	79.3 %	41.9 %	-37.4	0.5
Total	100.0 %	100.0 %	-	-	100.0 %	100.0 %	-	-	100.0 %	100.0 %	-	-
<i>n</i> casos	535	535	-	-	443	443	-	-	454	454	-	-
Índice de Duncan	-	-	34.8	-	-	-	35.7	-	-	-	37.4	-
<b>Mujeres</b>												
No manual	1.0 %	21.6 %	20.5	21.0	3.5 %	24.8 %	21.3	7.0	1.0 %	42.3 %	41.3	44.0
Manual alta	6.8 %	34.2 %	27.4	5.0	9.6 %	46.8 %	37.3	4.9	7.2 %	24.5 %	17.3	3.4
Manual baja	92.1 %	44.2 %	-47.9	0.5	86.9 %	28.4 %	-58.5	0.3	91.8 %	33.2 %	-58.7	0.4
Total	100.0 %	100.0 %	-	-	100.0 %	100.0 %	-	-	100.0 %	100.0 %	-	-

<i>n</i> casos	292	292	-	-	282	282	-	-	208	208	-	-
Índice de Duncan	-	-	47.9	-	-	-	58.5	-	-	-	58.7	-

Nota: se utilizan expansores muestrales en las estimaciones; V (pp) = variación en puntos porcentuales; r = razón de cambio; cero casillas (0.0%) con un recuento menor a 5 casos.

Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León (2021b).

Los resultados advierten importantes variaciones a través de las cohortes y según el sexo. En la PO de hombres, los cambios sustantivos entre origen y destino de clase tienen lugar en la cumbre (clase no manual) y la base de la estructura (clase manual baja). En la cohorte senior de la población ocupada nacida entre 1958-1977, el destino de clase no manual se multiplicó por 3.5 ( $r = 3.5$ ), mientras que la clase manual baja se redujo a la mitad ( $r = .5$ ) con una variación (V) de  $-34.9$  pp (Cuadro 3).

En la cohorte intermedia (1978-1987) para la PO de hombres, el cambio intergeneracional entre posiciones de clase de origen y de destino de los extremos de la estructura sigue siendo importante. La clase no manual aumenta casi en igual cantidad de puntos porcentuales que en la cohorte senior ( $V = 12.5$  pp y  $12.2$  pp, respectivamente) y multiplica su tamaño por 5.2 ( $r = 5.2$ ) (Cuadro 3), reflejando un mayor flujo hacia el destino de clase no manual, asociado al crecimiento que experimenta el sector servicios en el período. La variación entre O y D de la clase manual alta en la cohorte intermedia es de una intensidad próxima a la observada en la cohorte senior ( $V = 22.2$  pp y  $23.5$  pp, y  $r = 1.7$  y  $2.2$ , respectivamente), aunque disminuye su representación proporcional en la estructura de clase de destino (D) ( $52.5\%$  y  $42.4\%$  en cada cohorte, respectivamente) (Cuadro 3), lo que responde a la reducción de las actividades del sector secundario de la economía, principalmente del subsector manufacturero, no así del de la construcción, durante el período 2001-2010, para el que ya se discutieron los efectos de la crisis sobre la ocupación (véase la sección anterior).

En cuanto a la variación (V) entre O y D de la clase manual baja, muestra una disminución de  $35.7$  pp, reduciéndose D a la mitad ( $r = 0.5$ ), lo que se asocia a dos tendencias: la continuidad en la pérdida de representación del sector primario y la reducción del sector secundario, agravada por la pérdida de PO en el sector derivada de la

crisis de 2008-2010 que experimentaron los nacidos en esta cohorte. En cuanto a la cohorte más joven (1988-1997) de la PO de hombres, el cambio intergeneracional entre O y D da muestra de la continuidad del flujo hacia la clase de destino no manual, que se multiplica por 8.4 ( $r = 8.4$ ), aumentando 22.7 pp y representando el 25.8 % de la estructura de clases en D (Cuadro 3), mientras que el flujo hacia la clase D manual alta no evidencia cambios importantes, y el de la clase de destino manual baja da continuidad al patrón de reducción gradual observado en las otras dos cohortes.

En el caso del cambio intergeneracional entre clases de O y D en la PO de mujeres, en la cohorte senior (1958-1977) se advierte un flujo hacia los destinos de clase no manual significativamente mayor que el observado en la PO de hombres en la misma cohorte ( $V = 12.5$  pp y 20.5 pp,  $r = 3.5$  y 21, respectivamente) (Cuadro 3). Para la PO de mujeres, el reemplazo intergeneracional en la clase manual alta también se ubica por sobre el de la PO de hombres para la misma cohorte y período, mientras que el flujo hacia la clase manual baja se reduce con la misma razón de cambio que la observada en la clase D de la PO de hombres en la misma cohorte ( $r = 0.5$ ); no obstante, es mayor la representación de esta clase en la estructura de clases D de las mujeres (44.2 % frente a 29.9 % de la PO de hombres) (Cuadro 3). *Estos resultados ponen de manifiesto un grado de persistencia de la segregación ocupacional por sexo en la movilidad intergeneracional que produce la concentración de la PO de mujeres en la clase de destino manual baja, sobre todo en las no agrarias de baja calificación, y les dificulta más que a la PO de hombres el enclausamiento en destinos no manuales y manuales altos no agrarios y de alta calificación (i. e., supervisores, técnicos especializados, técnicos intermedios y jefes de control).*

En la cohorte intermedia (1978-1987) de la PO de mujeres, el flujo hacia destinos de clase no manual sigue siendo igual de importante que en la cohorte senior y mayor que la

de la PO de hombres en la misma cohorte, pasando de ocupar el 3.5 % al 24.8 % de la estructura de distribución de los destinos de clase (D) (Cuadro 3). Esta continuidad es impulsada por el crecimiento de las actividades del sector terciario, principalmente del subsector de servicios profesionales, financieros y corporativos, que mantuvo su crecimiento desde el decenio de 1990 y hasta la crisis de 2008 (INEGI, 2004, 2023). En contraste, la clase manual baja continuó reduciéndose a una razón de cambio de 0.3 ( $r = 0.3$ ) (Cuadro 3), representando en esta cohorte el 28.4 % de la distribución de la PO de mujeres, 15.8 pp menor respecto a la cohorte senior.

Para la cohorte joven (1988-1997) de la PO de mujeres, el incremento del flujo hacia la clase D no manual es de 41.3 pp, el mayor de la serie intercohortes; el tamaño de la clase D respecto a O se multiplica por 44 ( $r = 44$ ) y representa el 42.3 % de la distribución de clase de destino, con el porcentaje también más alto de las cohortes. *Estos datos estarían indicando una posible atenuación hacia la cohorte más joven del efecto de segregación ocupacional por sexo que afecta la movilidad y el ascenso de clase de las mujeres.* Este cambio se acompaña de una importante reducción del flujo hacia la clase D manual baja ( $V = -58.7$  pp), que ahora representa el 33.2 % de la distribución de D, dando continuidad a la tendencia intercohortes, con una pérdida del 60 % ( $r = 0.4$ ) de enclasmientos (Cuadro 3). El flujo hacia el destino de clase manual alta aumenta, pero en menor magnitud respecto a la comparación con las dos primeras cohortes, con una razón de cambio ( $r$ ) de 3.4 y una variación positiva de 17.3 pp (Cuadro 3).

En síntesis, las diferencias más significativas entre la PO de hombres y la de mujeres es el mayor flujo intergeneracional que estas últimas experimentan hacia la clase D no manual sostenido a través de las cohortes, y el menor flujo hacia la clase D manual baja a partir de la cohorte intermedia. Estos cambios y su intensidad, diferenciados por sexo y a

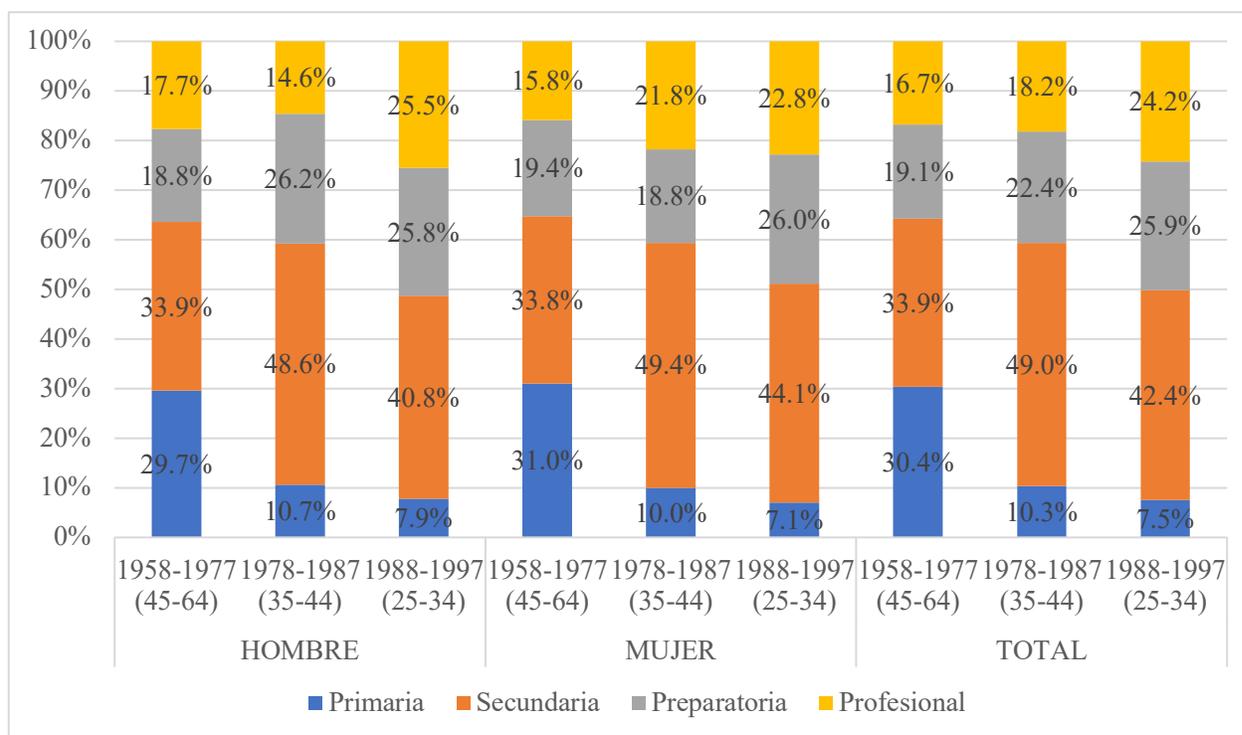
través del tiempo, hacen esperar niveles globales de movilidad estructural (absoluta) más altos en la PO de mujeres. Los cambios advertidos en el Índice de Duncan (ID) por sexo lo sustentan.<sup>6</sup> En la cohorte senior, el 47.9 % de la PO de mujeres cambiaron de clase de destino (D) respecto a su clase de origen (O), frente al 34.8 % de la PO de hombres; en la cohorte intermedia el ID aumento al 58.5 % en las mujeres y al 35.7 % en los hombres; y en la cohorte joven el ID fue del 58.7 % en las mujeres y del 37.4 % en los hombres (Cuadro 3).

Los cambios intergeneracionales de la estructura de clases que favorecieron la movilidad ocupacional absoluta ascendente observada en el análisis se acompañaron de variaciones en los niveles de logro educativo de la PO, que se constatan en la Gráfica 1. Para la PO total de Nuevo León, los resultados indican una reducción a través de las cohortes del coste de oportunidad de finalizar el nivel escolar de preparatoria y profesional, llegando a representar el 24.2 % y 25.9 %, respectivamente, en la cohorte joven (1988-1997). Estos datos pueden leerse como que la PO que no ha conseguido proseguir estudios de nivel superior (preparatoria o profesional) pasó del 64.5 % en los nacidos en la cohorte senior (1958-1977), al 59.3 % en los de la intermedia (1978-1987) y al 49.9 % en los de la joven (1988-1997) (Gráfica 1).

---

<sup>6</sup> El Índice de Duncan (ID) es una medida resumen de la movilidad estructural y expresa el porcentaje de individuos que deberían cambiar su clase ocupacional de destino para igualar la distribución de su clase ocupacional de origen. Se obtiene sumando las diferencias positivas o negativas entre las dos distribuciones marginales de la tabla de movilidad, esto es, las de O y D.

**Gráfica 1.** Nivel de escolaridad de la población de 25 a 64 años de edad por cohorte de nacimiento y según sexo en Nuevo León



Nota: se utilizan expansores muestrales en las estimaciones. Se consideran los niveles de escolaridad completos. Cero casillas (0.0%) con un recuento menor a 5 casos.

Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León (2021b).

En la diferenciación de la PO por sexo, los resultados muestran tendencias cercanas al patrón del total de la PO; una disminución de la PO con nivel de escolaridad de primaria a través de las cohortes, importante en el cambio de la cohorte senior a la intermedia, con -20 pp en promedio en hombres y mujeres en este nivel; así como un aumento progresivo del nivel de escolaridad superior (profesional + preparatoria) en ambos sexos (Gráfica 1). El cambio importante tiene lugar entre las cohortes intermedia y joven, con el incremento más alto de la PO de hombres y de mujeres que consiguen proseguir con sus estudios más

allá del nivel de secundaria: +10.6 pp en hombres y +8.2 pp en mujeres (Gráfica 1). Este cambio tiene lugar en un periodo en el que aumenta gradualmente la tasa neta de la matrícula escolar de nivel secundaria en México, que en 1985 representaba el 45.9 % de la población escolar en edad normativa de cursar; en 1995 era del 51.2 % y en 2005 llegaba al 67.6 % (Marteleto, Gelber, Hubert y Salinas, 2012). En el mismo período tuvo lugar la reforma del Sistema de Educación de México (SEM) a partir del Acuerdo Nacional para la Modernización de la Educación Básica de 1992, con el que se descentralizó el sistema, se renovó el currículo, se estableció la obligatoriedad del nivel secundaria, se crearon programas compensatorios y surgieron nuevas modalidades de financiamiento (Zorrilla, 2002).

Para cerrar el cuadro analítico con técnicas descriptivas de los cambios *estructurales* que impactan sobre la movilidad *absoluta*, resta examinar la distribución de la PO según su origen de clase ocupacional (clase del padre) (O) cruzándolo con el logro educativo (E) (nivel escolar del encuestado), lo que permite identificar las tendencias que podría tomar la desigualdad de oportunidades educativas a través de las cohortes. Los resultados muestran que, cuanto más alta la jerarquía del origen de clase, mayor es el logro educativo alcanzado (Cuadro 4). Esta relación se constata nítidamente en las dos primeras cohortes (senior e intermedia), mientras que en la tercera (joven) se advierte una reducción importante de la reproducción educativa, esto es, del logro de nivel profesional para la PO con origen de clase no manual: del 47.1 % (cohorte 1958-1977) y el 52.2 % (cohorte 1978-1987), al 25 % (cohorte 1988-1997) (Cuadro 4).

**Cuadro 4.** Distribución del nivel de escolaridad por clase de origen en tres cohortes de nacimiento en Nuevo León

<b>Cohorte</b>	<b>Primaria</b>	<b>Secundaria</b>	<b>Preparatoria</b>	<b>Profesional</b>	<b>Total</b>
<b>1958-1977 (45-64)</b>					
No manual	2.0 %	9.8 %	41.2 %	47.1 %	100 %
Manual alta	28.4 %	38.9 %	21.8 %	10.9 %	100 %
Manual baja	31.1 %	33.5 %	19.4 %	16.0 %	100 %
<b>1978-1987 (35-44)</b>					
No manual	1.5 %	11.5 %	34.8 %	52.2 %	100 %
Manual alta	13.1 %	46.7 %	21.9 %	18.2 %	100 %
Manual baja	10.2 %	50.3 %	22.4 %	17.0 %	100 %
<b>1988-1997 (25-34)</b>					
No manual	1.0 %	25.0 %	49.0 %	25.0 %	100 %
Manual alta	12.2 %	52.2 %	29.6 %	6.1 %	100 %
Manual baja	7.1 %	40.1 %	24.7 %	28.0 %	100 %

Nota: se utilizan expansores muestrales en las estimaciones. Se consideran los niveles de escolaridad completos. Cero casillas (0.0%) con un recuento menor a 5 casos.

Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León (2021b).

En contraste, se advierte que los logros educativos más bajos predominan en el origen de clase de menor jerarquía en las dos primeras cohortes, con una variación importante en la tercera. En la cohorte senior, el 16 % de los encuestados con un origen de clase manual baja alcanzan a culminar la escolarización de nivel profesional; en la cohorte

intermedia, el 17 %; mientras que en la cohorte joven, el 28 % (Cuadro 4). Este cambio se acompaña de una reducción en la retención de la PO con origen de clase manual baja en los niveles escolares más bajos, principalmente en el de primaria, que pasó del 31.1 % en la cohorte intermedia al 7.1 % en la joven (Gráfica 1). Conjuntando los niveles, en la cohorte senior el 64.6 % de la PO con origen de clase manual baja no cuenta con educación básica completa, en la intermedia se reduce al 60.5 % y en la joven, al 47.2 % (Cuadro 4).

Considerando la expansión de la educación básica experimentada durante los decenios de 1980 y 1990, más los resultados de este análisis descriptivo preliminar, es posible conjeturar que se cumplirá también el debilitamiento de la asociación neta O-E a través de las cohortes y en ambos sexos al analizar la fluidez o movilidad relativa, esto es, controlando los efectos de los cambios estructurales. Lo comprobaremos a continuación.

### **El efecto de mediación**

En el modelo 1 del Cuadro 5 analizo el efecto directo, en cada cohorte y según el sexo, del origen (O) sobre el destino (D) de clase sin controlar por el logro educativo (E), expresado por el nivel de escolaridad del encuestado, mientras que en el modelo 2 controlo E para capturar su efecto indirecto. La comparación entre modelos 1 y 2 para cada cohorte permite determinar si E ejerce un rol mediador estadísticamente significativo y la magnitud con la que se cumple. Parto del supuesto de que, a mayor efecto mediador de E, menor es la influencia de O sobre D ( $-OD$ ), en razón del incremento en el efecto indirecto de E ( $+OE*DE$ ).

El modelo 1 muestra resultados para la PO de hombres indicativos de que el origen de clase ocupacional ejerce un efecto estadísticamente significativo sobre los destinos de

clase en las tres cohortes de nacimiento. Los resultados indican que, en la cohorte senior, los momios de encontrarse en una categoría más alta para la clase manual alta respecto a la no manual —que, para esta clase, supone reproducir la posición de clase— se incrementan en un factor multiplicativo de 0.021, mientras que los de la clase manual baja respecto a la misma clase de referencia (no manual) lo hacen en un factor multiplicativo de 0.011 (Cuadro 5).

Como las razones de momios son menores que 1, la probabilidad de moverse a una clase más alta decrece en ambas categorías de interés (manual alta y manual baja) respecto a la categoría de referencia (clase no manual), en una relación de 2.1 de la clase manual alta por cada 100 de la clase no manual y de 1.1 de la clase manual baja por cada 100 de la no manual que acceden a una clase social más alta —que, siendo la clase no manual la de mayor jerarquía, equivale a reproducir la posición de clase—. Lo anterior lo podemos expresar también en el lenguaje de probabilidades, a saber: que la probabilidad de la clase manual alta respecto a la no manual de acceder a una clase social más alta —en el caso de la no manual, indiqué que es reproducir la posición de clase— es del 97.9 %  $[(1 - 0.021)*100]$  más baja, mientras que la de la clase manual baja respecto a la no manual es del 98.9 %  $[(1 - 0.011)*100]$  más baja (Cuadro 5).

**Cuadro 5.** Resultados de los modelos logísticos ordenados (MLO) para la asociación entre clase de origen (O) y de destino (D) mediada por el nivel de escolaridad (E) en tres cohortes de nacimiento y según el sexo en Nuevo León

	Cohortes de nacimiento		
	1958-1977 (45-64)	1978-1987 (35-44)	1988-1997 (25-34)
<b>Modelo 1</b>			
<b>Hombres</b>			
<i>Clase ocupacional del padre</i>			
No manual (ref.)	---	---	---
Manual alta	0.021*	0.197*	0.879
Manual baja	0.011*	0.124*	0.664**
-2LL dif.	912.625*	145.532*	20.412*
R2 Nagelkerke	0.18	0.037	0.005
<i>n</i> casos	5354	4430	4535
<b>Mujeres</b>			
<i>Clase ocupacional del padre</i>			
No manual (ref.)	---	---	---
Manual alta	1.210	0.306*	0.801
Manual baja	1.957**	0.565*	1.622
-2LL dif.	17.616*	38.713*	23.021*
R2 Nagelkerke	0.07	0.015	0.012
<i>n</i> casos	2926	2821	2090
<b>Modelo 2</b>			
<b>Hombres</b>			
<i>Clase ocupacional del padre</i>			
No manual (ref.)	---	---	---
Manual alta	0.031*	0.251*	1.587**
Manual baja	0.019*	0.172*	0.825
<i>Nivel de escolaridad del encuestado</i>			
Superior	4.102*	1.395*	13.782*
Secundaria	1.434*	0.697*	3.249*
Primaria (ref.)	---	---	---
-2LL dif.	1308.259*	269.358*	864.685*
R2 Nagelkerke	0.250	0.068	0.196
<i>n</i> casos	5354	4430	4535
<b>Mujeres</b>			
<i>Clase ocupacional del padre</i>			
No manual (ref.)	---	---	---
Manual alta	1.633	0.553*	1.839

Manual baja	1.727	1.158	1.758
<i>Nivel de escolaridad del encuestado</i>			
Superior	3.991*	9.010*	4.798*
Secundaria	0.682*	1.280	0.650**
Primaria (ref.)	---	---	---
-2LL dif.	497.849*	687.614*	513.130*
R2 Nagelkerke	0.178	0.246	0.246
n casos	2926	2821	2090

Nota: \*p < 0.01; \*\*p < 0.05; -2LL dif. es la diferencia del -2 logaritmo de verosimilitud del modelo final, con los parámetros, respecto al modelo inicial; (ref.) es la categoría de referencia contra la que se compara la categoría de interés. Se consideran los niveles de escolaridad completos. Cero casillas (0.0%) con un recuento menor a 5 casos.

Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León (2021b).

*A través de las cohortes, la PO de hombres evidencia mejoras en las probabilidades de acceder a una clase más alta desde las clases manuales alta y baja respecto a la clase no manual. Así, en la cohorte intermedia, con respecto a la senior, las razones de momios pasan a ser de 0.197 y 0.124, respectivamente, suponiendo una mejora en la probabilidad de movilidad de clase ascendente, aunque siguen siendo significativamente menores a la que experimenta la clase no manual en esta cohorte intermedia: 80.3 % menos probabilidad en la clase manual alta (en la senior era 97.9 % menos) y 87.6 % menos en la manual baja (en la senior era 98.9 % menos) (Cuadro 5). En la cohorte joven, la única probabilidad significativa es para la PO de hombres con origen de clase manual baja, estimada en 43.7 % menos probabilidad que la PO con origen de clase no manual (Cuadro 5).*

Validar estos resultados requiere de la evaluación de la bondad de ajuste del modelo 1 en el Cuadro 5. En las tres cohortes, el modelo que contiene los predictores resulta preferible al modelo con solo la constante, al advertir la mejora de la bondad de ajuste dada

por la diferencia estadísticamente significativa entre los valores del log de verosimilitud (-2LL) entre el modelo con predictores y el de solamente con la constante. La capacidad explicativa global del modelo 1 es cuantificada por el estadístico R2 Nagelkerke, con un valor aceptable en la cohorte senior (R2 = 18 %), bajo en la intermedia (R2 = 3.7 %) y no significativo en la joven (R2 = 0.5 %) (Cuadro 5). Cabe indicar que, como estadístico de variabilidad explicada, el R2 de Nagelkerke tiende a mostrar valores bajos, habitualmente entre el 20 % y el 30 %, con mayor frecuencia cuando el modelo posee un bajo número de predictores (Hosmer y Lemeshow, 1989). Al integrar en el modelo 2 el predictor del logro educativo, el R2 de Nagelkerke mejora significativamente.

El modelo 2 suma como predictor a la clase ocupacional del padre (O), el logro educativo del entrevistado, a través de la máxima escolaridad alcanzada, y controla su efecto en la predicción de la clase ocupacional del entrevistado (D). Los resultados permiten examinar en qué medida E media en la asociación entre O y D y si esta mediación es estadísticamente significativa. Los resultados indican que el nivel de escolaridad tiene una influencia significativa en el destino de clase en todas las cohortes de la PO de hombres y de mujeres y, especialmente, el nivel superior (Cuadro 5). En la PO de hombres, el peso del logro educativo ha ido cambiando a través de las cohortes, siendo mayor en la cohorte joven, tras haberse reducido en la cohorte intermedia; en la cohorte senior, las chances de acceder a una mejor clase de destino para la PO que alcanzó el nivel escolar superior fue 4.102 veces mayor —en términos de probabilidades, 310.2 % mayor,  $[(4.102 - 1) * 100]$ — que la que alcanzó el nivel de primaria; mientras que en la cohorte intermedia se redujo a 1.395 veces (probabilidad 39.5 % mayor), y en la cohorte joven aumenta a 13.782 veces (probabilidad 1278.2 % mayor). *Una tendencia entre cohortes similar, aunque con menor intensidad, siguen los resultados para la categoría de interés del nivel de secundaria*

*respecto a la de primaria (categoría de referencia), lo que indica que el logro educativo ejerce una mayor influencia sobre el logro de clase en la cohorte joven respecto a las dos primeras.*

*En cuanto a si E desempeña un rol mediador en la influencia de O sobre D, los resultados muestran que, una vez controlado el efecto del nivel de escolaridad (modelo 2), las diferencias en las chances de ascenso de clase de la PO con origen de clase manual alta y baja respecto a la no manual son estadísticamente significativas en la cohorte senior e intermedia, como se observa también en el modelo que no controla el logro educativo (modelo 1), indicando que E ejerce un rol de mediación limitado sobre la desigualdad para la movilidad de clase ascendente. Esto, a su vez, advertido en que la diferencia en la intensidad de los coeficientes para dichas cohortes entre el modelo 1 y 2 es estadísticamente no significativa (Cuadro 5).*

En contraste, en la cohorte joven los resultados sugieren que E desempeña un rol mediador importante en la diferencia de probabilidades para el logro de clase en la PO de hombres de la clase manual baja respecto a la no manual, en la medida que el efecto de O deja de ser estadísticamente significativo cuando se controla el efecto de la escolaridad (modelo 2) respecto a cuando no (modelo 1). La situación inversa se presenta en la misma cohorte (joven) respecto a la desigualdad en el logro de clase para la PO con origen en la clase manual alta respecto a la no manual, volviéndose la asociación OD estadísticamente significativa cuando se controla por el logro educativo (modelo 2 respecto al modelo 1) (Cuadro 5). Esto último indica que el nivel de escolaridad no absorbe la influencia de O sobre D, sino que parece intensificarla, pero con un efecto de mejora de la razón de chances de ascenso de la clase manual alta en 1.587 veces (58.7 % más probabilidad) respecto a la no manual (Cuadro 5).

*En resumen, para la PO de hombres es en la cohorte joven donde se advierten los cambios más destacables en la distribución de oportunidades para la movilidad ascendente; el efecto mediador del logro educativo se cumple para el origen de clase manual baja (al resultar no significativo), tomando siempre como referencia la clase no manual, pero cumple el rol inverso para la PO proveniente de la clase manual alta, volviendo significativo el coeficiente, pero a favor de mayores oportunidades de ascenso respecto al origen de clase no manual.*

En el caso de la PO de mujeres, E ejerce una influencia estadísticamente significativa sobre D en todas las cohortes, y sin excepción cuando se alcanza el nivel escolar superior. En la cohorte intermedia, la razón de ascenso de clase de la PO de mujeres con estudios superiores aumenta respecto a la cohorte senior, al pasar de 3.991 a 9.010 veces, pero no así en la PO de hombres, en la que disminuye de 4.102 a 1.395 veces (Cuadro 5). En contraste, en la cohorte joven respecto a la intermedia decrece, al pasar a una razón de 4.798, mientras que en la PO de hombres aumenta, con una razón de 13.782 veces (Cuadro 5). Se observa también que el efecto del origen de clase deja de ser estadísticamente significativo en el modelo 2, respecto al modelo 1, para la PO de mujeres con origen en la clase manual baja de las cohortes senior e intermedia, respecto a las de origen de clase no manual, mientras que en la cohorte joven es estadísticamente no significativa en ambos modelos (1 y 2). *Estos resultados sugieren que, en el caso de la PO de mujeres —y no así en la de hombres, en la que los resultados de significancia estadística de los coeficientes son los opuestos—, el logro educativo tiene un importante peso en la determinación de las oportunidades del ascenso de clase cuando se proviene de padres con clase manual baja en las cohortes senior e intermedia (Cuadro 5).*

Asimismo, en la cohorte intermedia se constata un efecto de mediación de E al reducir la intensidad de la desigualdad de clases para la PO de mujeres con origen en la clase manual alta, al reducirse la brecha en la probabilidad de ascenso, que pasa de ser del 69.4 %, obtenida de  $[(1 - 0.251)*100]$ , al 44.7 %, obtenida de  $[(1 - 0.553)*100]$ , menor a la de la clase no manual (ref.).

*En resumen, en la perspectiva comparada según el sexo, advierto un efecto mediador de E en la cohorte senior para la PO de mujeres, pero no así para la PO de hombres; en la cohorte intermedia, constato un efecto mediador de E en la PO de mujeres, y no así en la PO de hombres, aunque se reduce la desigualdad una vez que se introduce E en el modelo (probabilidades significativas en ambos modelos, pero que aumentan en el modelo 2 respecto al 1); mientras que en la cohorte joven, no advierto un efecto mediador, tanto en la PO de mujeres (coeficientes no significativos en ambos modelos), como en la PO de hombres, en la que se invierten las categorías para las que resultan significativos los coeficientes: manual alta (0.664) en el modelo 1 y no manual (1.587) en el modelo 2 (Cuadro 5).*

### **El efecto ecualizador**

Para que tenga lugar el rol ecualizador de E, bajo la lógica del modelo triangular simplificado OED (Figura 1), debe cumplirse, en primera instancia, que la asociación entre O y E sea no significativa, lo que se traduce en una ganancia en términos de equidad de oportunidades educativas al ser menos influidas por la clase del padre. Un efecto ecualizador perfecto supondría que quienes provienen de clases de menor jerarquía cuentan con las mismas chances que quienes provienen de clases de mayor jerarquía para acceder a

un mismo nivel educativo. Cuando mejora el efecto ecualizador ( $-OE$ ), se expresa a través de las cohortes como una reducción significativa de los valores del parámetro Phi de la asociación OE que estima el modelo Unidiff (Cuadro 6), teniendo a la cohorte senior como categoría de referencia. Los parámetros Phi del modelo Unidiff permiten evaluar a través de las cohortes la intensidad relativa de las asociaciones parciales (OE) (ED) y (OD) diferenciadas según el sexo.

**Cuadro 6.** Resultados de los parámetros Phi del modelo Unidiff para las asociaciones O-D, O-E y E-D a través de las cohortes de nacimiento según el sexo y estadísticos de prueba de la bondad de ajuste respecto al modelo CnSF en Nuevo León

	<b>Parámetros Phi (escalados en la cohorte 1958-1977 = 1.000)</b>					
	<b>O-D</b>		<b>O-E</b>		<b>E-D</b>	
	<b>Hombre</b>	<b>Mujer</b>	<b>Hombre</b>	<b>Mujer</b>	<b>Hombre</b>	<b>Mujer</b>
Cohorte 1958-1977 (ref.)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Cohorte 1978-1987	0.660	0.120	0.553	0.569	0.469	1.022
Cohorte 1988-1997	0.161	0.300	0.148	0.582	0.829	1.143
	<b>Pruebas de bondad de ajuste</b>					
	<b>O-D</b>		<b>O-E</b>		<b>E-D</b>	
	<b>Hombre</b>	<b>Mujer</b>	<b>Hombre</b>	<b>Mujer</b>	<b>Hombre</b>	<b>Mujer</b>
LR CnSF	311.381	80.974	244.254	68.815	352.852	224.673
gl	8	8	8	8	8	8
ID	3.11	1.88	3.89	1.56	4.10	5.82
BIC	234.8	9.3	166.5	-8.8	275.3	152
LR Unidiff	92.6	42.6	140	32.4	143.7	220.1
gl	6	6	6	6	6	6
ID	2.4	1	2.6	1	2.5	5.6
BIC	35.1	-11.2	81.7	-25.8	85.5	165.6
Test LR dif. (2.g.l.)	218.781*	38.374*	104.254*	36.415*	209.152*	4.573
n casos	14307	7813	16572	16391	16214	8815

Nota: \*p < 0.01; Test LR dif. (2.g.l.) es la prueba de significancia estadística de la diferencia de la razón de verosimilitud entre los modelos Unidiff y fluidez constante (CnSF); (ref.) es la categoría de referencia en la que se escala la categoría de interés. Cero casillas (0.0%) con un recuento menor a 5 casos. Se consideran los niveles de escolaridad completos.

Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León (2021b).

Para que el efecto ecualizador tenga lugar se requiere, además de que se cumpla (-OE), que los retornos de clase aumenten en función del logro educativo, lo que en términos empíricos se especifica como (+ED) y supone el aumento del parámetro Phi en la asociación ED a través de las cohortes. El efecto ecualizador completo tiene lugar si, a la par del cumplimiento de (-OE) y (+ED), los orígenes de clase reducen su influencia sobre los destinos de clase (-OD) en razón del cumplimiento de los otros dos efectos.

El Cuadro 6 muestra los estadísticos de ajuste que indican que el modelo Unidiff mejora significativamente respecto al de asociación constante (CnSF). La prueba de significación estadística de la diferencia en la razón de verosimilitud Test LR dif. (2gl) es estadísticamente significativa, con  $p < 0.01$  para cinco de los seis modelos Unidiff estimados,<sup>7</sup> indicando que reportan ganancias en la bondad de ajuste respecto al de CnSF. Para la asociación ED de la PO de mujeres, el valor de la diferencia expresada en el Test LR dif. (2gl) (4.573) resulta estadísticamente no significativo, incluso empleando un nivel de significación menos estricto ( $p < 0.10$ ), pero no lo es por un ligero margen respecto al valor crítico esperado ( $z = 4.605$ ) en la distribución chi-cuadrada ( $4.605 - 4.573 = 0.032$ ), por lo que decido interpretar los coeficientes Phi del modelo Unidiff con los recaudos del caso. El modelo Unidiff en ED Mujer es el único entre los seis testeados en el que BIC e ID no mejoran significativamente respecto a CnSF. En las restantes asociaciones OD, OE y ED para cada uno de los sexos, BIC e ID mejoran significativamente en el modelo Unidiff respecto al de CnSF (Cuadro 6).<sup>8</sup>

---

<sup>7</sup> Estimé para cada sexo un modelo Unidiff de tres vías empleando la cohorte de nacimiento (C) como *layer* en cada una de las asociaciones de segundo orden (OD), (OE), y (ED), obteniendo, por tanto, seis modelos Unidiff en total que se contrastan contra seis modelos CnSF.

<sup>8</sup> El estadístico del Criterio Bayesiano de Información (BIC) evalúa el ajuste del modelo Unidiff respecto al de referencia tomando en cuenta el tamaño de la muestra, los grados de libertad, como indicador del tamaño de la tabla, y el número de parámetros. Es un estadístico particularmente adecuado cuando evaluamos el ajuste de modelos empleando muestras grandes ( $> 2\,000$  observaciones), en razón de que

Aceptado el modelo Unidiff en razón de las ganancias en el ajuste y la capacidad explicativa, los resultados indican que la intensidad neta en la asociación OE es progresivamente menor para la PO de hombres a medida que la cohorte se hace más joven, teniendo siempre a la cohorte senior como la de referencia o escalamiento (1.000); a saber: 0.553 en la intermedia y 0.148 en la joven (Cuadro 6). En el caso de la PO de mujeres, los resultados advierten mejoras en términos de menor intensidad en la asociación OE hacia las cohortes más jóvenes, aunque no progresivas, lo que sugiere un estancamiento a partir de la cohorte intermedia, 0.569 en la intermedia y 0.582 en la joven (Cuadro 6).

En cuanto a la asociación ED, para la PO de hombres se advierte un debilitamiento de la intensidad de la asociación en las dos cohortes más jóvenes (0.469 y 0.829, respectivamente); no obstante, la mayor ganancia en la reducción de la intensidad en la asociación la experimentan los nacidos en la cohorte intermedia, mientras que hacia la cohorte joven se observa un repunte de la intensidad (0.829), aunque sigue habiendo menor desigualdad que en la cohorte senior, dando lugar a lo que se conoce como patrón de fluidez sin tendencia (*trendless fluctuation*) (Cuadro 6). En el caso de la PO de mujeres, no observo un cambio significativo en la asociación ED en la cohorte intermedia (1.022), pero sí una ligera intensificación de la asociación neta en la joven (ED = 1.143) respecto a la senior (Cuadro 6).

¿Qué informan los valores de los parámetros para la asociación O-D? Evidencian cambios significativos para ambos sexos, indicativos de una reducción de la asociación neta

---

corrige la tendencia del test de la diferencia de la razón de verosimilitud entre dos modelos a dar como estadísticamente significativas pequeñas diferencias cuando las muestras son de gran tamaño. Un modelo con valor de BIC inferior al del modelo de referencia con el que se lo compara indica un mejor ajuste. En cuanto al Índice de Disimilitud (ID), captura el grado de desajuste entre la distribución de datos observados y los esperados bajo el modelo que se pone a prueba. Cuanto menor es su valor, mayor es el ajuste del modelo a los datos y, por consiguiente, preferible. Por regla general, valores  $< 3$  ( $< 3\%$ ) son indicativos de un alto nivel de ajuste.

OD para los nacidos en la cohorte intermedia respecto a los de la senior, siendo mayor la reducción experimentada en la PO de mujeres (0.120) que en la de hombres (0.660), mientras que hacia la cohorte joven progresa la reducción significativa de la asociación para la PO de hombres (0.161), pero no para la de mujeres, que experimentan un ligero repunte (0.300), aunque sigue siendo menor que la de la cohorte senior (Cuadro 6).

En resumen, ¿qué están indicando estos resultados respecto al efecto ecualizador global del logro educativo a través de las cohortes de nacimiento y según el sexo? *El efecto ecualizador del logro educativo ha tenido lugar para la PO de mujeres favoreciendo una menor desigualdad de oportunidades educativas (-OE) y un mayor retorno de clase en función de la escolaridad (+ED), pero especialmente evidente para la generación de la cohorte más joven. En la PO de hombres, si bien es importante la reducción de la desigualdad de oportunidades educativas a través del tiempo (-OE), incluso mayor que la de la PO de mujeres, esta no se acompaña de una intensificación de los retornos de clase a la escolaridad (-ED), que tiende a disminuir entre las cohortes.* Las diferencias en las intensidades de las asociaciones OE y ED de la PO a través de las cohortes explican la reducción más acentuada de la influencia de O sobre D que experimentan las mujeres en la cohorte intermedia y su mantenimiento en la joven, en contraste con lo que ocurre con la PO de hombres, para la cual la reducción en la cohorte intermedia es significativamente menor (0.660 en la de hombres frente a 0.120 en la de mujeres) y recién en la cohorte joven es significativamente más baja (0.161), explicable por la reducción de la desigualdad de oportunidades educativas en la cohorte joven (0.553 a 0.148), y no por el fortalecimiento de

los retornos de clase a la escolaridad, que se debilitan en la cohorte joven (de 0.469 en la intermedia a 0.829 en la joven).<sup>9</sup>

### **El efecto de atenuación**

La pregunta que busco responder es: ¿en qué medida el incremento de E debilita la influencia de O sobre D a través de las cohortes y según el sexo de la PO? El Cuadro 7 muestra los resultados de las pruebas de ajuste del modelo Unidiff y los valores de sus parámetros Phi. Los valores de la prueba de la diferencia en la razón de verosimilitud (test LR dif. 2gl) entre el modelo Unidiff y el modelo CnSF resultan estadísticamente significativos, con  $p < 0.01$  para todas las cohortes en los seis modelos Unidiff estimados, lo que permite afirmar que existen ganancias confiables en la bondad de ajuste con el Unidiff. Los valores del ID se reducen en todos los modelos Unidiff con respecto al CnSF, con valores deseables de  $ID \leq 3$ , indicativos de un ajuste aceptable del modelo a los datos; es decir, menos del 3 % de los casos deberían reclasificarse para eliminar la discrepancia entre la distribución de los datos observados y los que propone el modelo Unidiff.

---

<sup>9</sup> En la asociación E-D, los retornos de clase a la educación a través de las cohortes son mayores cuando los valores del parámetro Phi del modelo Unidiff se hacen mayores que 1.000 (mayor rigidez). En contraste, para las asociaciones O-D y O-E, las mejoras a través de las cohortes ocurren cuando los valores del parámetro Phi del modelo Unidiff se hacen menores que 1.000 (mayor fluidez).

**Cuadro 7.** Resultados de los parámetros Phi del modelo Unidiff para la asociación entre origen y destino de clases (O-D) a través del nivel de escolaridad (E) según cohortes de nacimiento y sexo, y estadísticos de prueba de la bondad de ajuste respecto al modelo CnSF en Nuevo León

	<b>Parámetros Phi (escalados en el nivel escolaridad primaria = 1.000)</b>					
	<b>Hombre</b>			<b>Mujer</b>		
	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>
	<b>1958-1977</b>	<b>1978-1987</b>	<b>1988-1997</b>	<b>1958-1977</b>	<b>1978-1987</b>	<b>1988-1997</b>
Primaria (ref.)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Secundaria	-0.2512	-0.600	0.224	-2.427	-0.990	-2.104
Superior	1.015	7.695	0.530	-5.182	0.752	3.624
	<b>Pruebas de bondad de ajuste</b>					
	<b>Hombre</b>			<b>Mujer</b>		
	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>	<b>Cohorte</b>
	<b>1958-1977</b>	<b>1978-1987</b>	<b>1988-1997</b>	<b>1958-1977</b>	<b>1978-1987</b>	<b>1988-1997</b>
LR CnSF	372.365	336.973	67.449	45.172	171.956	57.163
gl	8	8	8	8	8	8
ID	9.71	9.65	2.27	2.23	5.86	3.01
BIC	303.7	269.8	0.1	-18.7	108.4	-4
LR Unidiff	144.6	65.8	51.3	19.2	11.2	16.9
gl	6	6	6	6	6	6
ID	1.9	1.9	1.4	0.9	0.4	1.3

BIC	93.1	15.4	0.8	-28.7	-36.5	-29
Test LR dif. (2.g.l.)	227.765*	271.173*	16.149*	25.972*	160.756*	40.263*
<i>n</i> casos	5354	4430	4535	2926	2821	2090

Nota: \* $p < 0.01$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.10$ ; Test LR dif. (2.g.l.) es la prueba de significancia estadística de la diferencia de la razón de verosimilitud entre los modelos de Unidiff y fluidez constante (CnSF); (ref.) es la categoría de referencia en la que se escala la categoría de interés. Se consideran los niveles de escolaridad completos. Cero casillas (0.0%) con un recuento menor a 5 casos.

Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León (2021b).

El estadístico BIC mejora en todos los modelos Unidiff respecto al CnSF, salvo en la cohorte joven para la PO de hombres, en la que la variación resulta no significativa (de 0.1 a 0.8) (Cuadro 7). Los resultados de los parámetros Phi, que capturan la intensidad de la asociación entre O y D a través de E, representada E por los niveles de escolaridad escalados en el de primaria, indican una ganancia significativa en la fluidez (reducción de la fuerza de la asociación OD) para la PO con nivel de secundaria en todas las cohortes, tanto en hombres como en mujeres, y de forma muy marcada cuando los valores son negativos (Cuadro 7).

Teniendo el nivel de primaria como referencia, la reducción de la intensidad de la asociación OD observada en el nivel de secundaria se debilita hacia el nivel superior (es menor que la observada en primaria, pero mayor que la de secundaria) en la cohorte joven en hombres, es intermedia en mujeres y, definitivamente, se pierde (es mayor que la de primaria y que la de secundaria) en las restantes cohortes de hombres y mujeres, con valores por encima de 1.000. *Estos resultados son indicativos de que, en el nivel de*

*educación superior, el peso de O para determinar D es mayor que en los niveles educativos inferiores, y esto sucede en todas las cohortes, con excepción de la cohorte senior de la PO de mujeres (Cuadro 7).*

Entre los matices para destacar, la ganancia de fluidez en el nivel de escolaridad superior con respecto al nivel de primaria en la PO de hombres ocurre en la cohorte joven ( $\Phi = 0.530$ ), no así en las cohortes senior e intermedia ( $\Phi = 1.015$  y  $7.695$ , respectivamente), mientras que en el caso de la PO de mujeres se rigidiza la asociación OD en la cohorte joven; es decir, existe una pérdida de fluidez derivada de la intensificación significativa de la asociación OD ( $\Phi = 3.624$ ) (Cuadro 7). Es clara la existencia de diferencias significativas en la asociación OD entre niveles educativos para la PO de hombres y de mujeres confirmadas por el mejor ajuste del modelo Unidiff respecto al CnSF. *Estas diferencias indican que, si bien O atenúa su influencia sobre D cuando se alcanza el logro educativo de secundaria, aumenta cuando se trata del logro educativo de nivel superior, evidenciando que no se cumple la tesis meritocrática de asignación de posiciones de clase de la TFI.*

Es importante subrayar que el cierre meritocrático en el nivel superior respecto al nivel de primaria ocurre con mayor fuerza en la PO de mujeres que en la de hombres dentro de la cohorte joven. Si bien el modelo Unidiff de triple vía aplicado sobre la asociación [OD] [OE] [ED] no controla el efecto de las cohortes,<sup>10</sup> *es posible afirmar que, tomando el nivel de primaria como referencia, en la PO de hombres el cierre meritocrático en el nivel superior se observa en la cohorte senior, la intensificación en la intermedia y la atenuación*

---

<sup>10</sup> En ese caso tendría que probar, para ser más preciso, un modelo de cuatro vías con todas las asociaciones de segundo orden en la ecuación, lo que mantengo pendiente para una siguiente publicación complementaria.

*en la joven; mientras que en la PO de mujeres, la tendencia es de atenuación en la cohorte senior, pérdida de atenuación en la intermedia y fuerte cierre meritocrático en la joven (Cuadro 7).*

## **Conclusiones**

Los resultados del análisis confirman que el logro educativo cumple un rol estadísticamente significativo en la determinación de las oportunidades para la movilidad de clase en todas las cohortes y para ambos sexos de la PO. No obstante, el ascensor social de la educación no sube a la PO hasta el mismo «piso» en cada cohorte y para cada sexo. El incremento significativo de las chances relativas de ascenso de clase tiene lugar si se ha logrado vencer el «cuello de botella» que separa el nivel de educación superior del de secundaria. Entre las cohortes, este efecto se cumple con creces para la PO de hombres de la generación más joven (cohorte joven), pero no así para la PO de mujeres, en la que ha perdido fuerza. En cuanto al efecto de *mediación* del logro educativo en la influencia de los orígenes sobre los destinos de clase (*hipótesis 1 y 2*), los resultados del análisis indican que en el caso de la PO de hombres no se cumple a través de las cohortes, siendo significativo solamente en la cohorte joven para las chances de ascenso social de los orígenes de clase manual baja.

Con base en los datos, el rol de *mediación* de la educación no estaría funcionando como se esperaba y, dadas las ligeras mejoras observadas, el peso del origen sobre el destino de clase continúa siendo importante para la PO de hombres más jóvenes. En la PO de mujeres, el efecto de mediación se cumple para las chances de ascenso social de los orígenes de clase manual baja en las dos cohortes más antiguas, pero se corta para la

generación más joven (cohorte joven). Los datos no permiten sostener las *hipótesis 1 y 2*, con independencia de que el nivel de escolaridad, fundamentalmente el superior, cumpla un rol significativo en la determinación de oportunidades para la movilidad social. La evidencia favorece la tesis de las desigualdades persistentes hacia la cohorte joven de la PO de ambos sexos por sobre la meritocrática de los funcionalistas de la industrialización. Entre las explicaciones posibles se encuentran la de la reducción del efecto de la expansión educativa sobre la reproducción social hacia la cohorte más joven de la PO; las transformaciones del mercado laboral que experimentó la generación nacida en esta cohorte, como la ralentización de los procesos de desagrarización y el estancamiento del secundario motivado por la crisis; y la de un mecanismo de reproducción de clases que opera directamente en la cohorte joven, sin interferencias significativas de la escolaridad, tanto entre padres e hijos, como entre padres e hijas.

En cuanto a la *hipótesis 3*, los resultados confirman la mayor fluidez social (–OD) que experimenta la PO de ambos sexos hacia la generación más joven (cohorte joven), pero de forma progresiva en la PO de hombres, no pudiéndose confirmar a cabalidad la *hipótesis 4* de la segregación ocupacional por sexo en todas las cohortes. En relación con la desigualdad de oportunidades educativas expresada por la influencia del origen de clase sobre el logro escolar (lado O-E del triángulo), los datos muestran que efectivamente hay mayor fluidez hacia la cohorte joven en la PO de hombres y de mujeres (–OE), lo que confirma la *hipótesis 5*, pero en las mujeres tiende a estancarse y rigidizarse (ser constante) en el cambio de la cohorte intermedia a la joven por una suerte de efecto *trendless fluctuation*, con lo que no se sostiene la *hipótesis 6* de menor influencia de O en E en la PO de mujeres de la generación más joven.

Con base en los resultados del análisis es posible rechazar la *hipótesis 7 y 8*, al constatar una reducción de los retornos ocupacionales al logro educativo en la PO de hombres de la cohorte joven con respecto a la senior, y en la PO de mujeres un aumento, pero que debe ser tomado con recaudos, en razón de que el modelo que mejor ajustó en el análisis fue el de fluidez constante. *En resumen, el efecto ecualizador no se cumple a cabalidad a través de las cohortes para la PO de ambos sexos; si bien es posible convenir la existencia de una fluidización de los lados OD y OE del triángulo OED (Figuras 1 y 2) hacia la generación de la cohorte más joven, la rigidización esperada del lado ED no se cumple, aproximando los resultados a una combinación de lo que las tradiciones de la TFI y la TDP hipotetizan con base en el modelo triangular OED. Se requiere revisar, desde las responsabilidades del Estado y las conjuntas del régimen de bienestar de Nuevo León, qué medidas compensatorias deberán tomarse para impulsar mayores rendimientos de la escolaridad en términos de logros de clase, para completar la ecuación y activar el efecto ecualizador de la educación en la PO de la generación más joven.*

La reducción del peso de los orígenes sobre los destinos de clase a través de los niveles de escolaridad se cumple para la generación de la cohorte joven en la PO de hombres, pero no es posible afirmar lo mismo para la PO de mujeres de la cohorte joven en cuanto que el peso aumenta una vez alcanzado el logro de nivel superior, lo que conduce a rechazar las *hipótesis 9 y 10*, aproximando los resultados del efecto de atenuación a los hipotetizados por la TDP (tendencia a reducirse o mantenerse constante). *Sin duda, la escolaridad desempeña un papel significativamente distinto entre hombres y mujeres en términos de la atenuación del peso del origen sobre el destino de clase, siendo estas últimas las más afectadas en la generación más joven de la PO.*

A la par de no experimentar la reducción del peso directo del origen sobre el destino de clase a través de la escolaridad (*mediación* no significativa), y a pesar del efecto compensatorio de una menor desigualdad de oportunidades educativas y mayores retornos de clase a la escolaridad (-OE y +ED, con recaudos), el mercado laboral parece castigar más a la PO de mujeres que a la de hombres en la generación joven al no maximizar los rendimientos de clase cuando alcanzan niveles elevados de escolaridad (superior) (rigidización en el efecto de *atenuación*) proviniendo de clases de menor jerarquía; no así para los hombres de la generación más joven, para quienes los maximiza cuando alcanzan un nivel de escolaridad igual (fluidez en el efecto de *atenuación*).

El Cuadro 8 resume los resultados de los efectos del logro educativo en la influencia de los orígenes sobre los destinos de clase a través de las cohortes y según el sexo que fueron discutidos a la luz de las hipótesis, esperando facilitar la identificación de las necesidades y la priorización para una acción pública e institucional que active plenamente los efectos que debe ejercer la educación para la experiencia igualitaria de la movilidad y el ascenso social en Nuevo León. En este campo, las propuestas de mejora no son sencillas, ni pueden serlo, pero lo que la evidencia deja en claro es que el fortalecimiento del logro educativo como ascensor social depende de los equilibrios que se logren en la interacción entre dos de los principales *regímenes* reguladores de la desigualdad: el de movilidad social y el de bienestar social.

**Cuadro 8.** Síntesis de resultados de los efectos del logro educativo en la influencia del origen sobre el destino de clase a través de las cohortes y según sexo de la PO

	<b>Mediador</b>	<b>Ecuilizador</b>	<b>Atenuante</b>
<b>Hombres</b>			
Cohorte 1958-1977	No	Ref.	No (efecto opuesto)
Cohorte 1978-1987	No	No (-OD) (-OE) (-ED)	No (efecto opuesto)
Cohorte 1988-1997	No	No (-OD) (-OE) (-ED)	Sí
<b>Mujeres</b>			
Cohorte 1958-1977	Parcialmente	Ref.	Sí
Cohorte 1978-1987	Parcialmente	Sí, con recaudos (-OD) (-OE) (+ED)	Sí
Cohorte 1988-1997	No significativo	Sí, con recaudos (-OD) (-OE) (+ED)	No (efecto opuesto)

Nota: Ref., sin dato por ser la categoría de referencia.

Fuente: elaboración propia.

## Referencias

- Balán, J., Browning, H. y Jelin, E. (1977). El hombre en una sociedad en desarrollo. Movilidad geográfica y social en Monterrey, México. México D.F.: FCE.
- Blau, P. y Duncan, O. (1967). The American Occupational Structure. New York: Wiley.
- Boado, M. y Fachelli, S. (2020). “Un contraste sobre la movilidad social intergeneracional en Buenos Aires y Montevideo”. Estudios Sociológicos, 38(114), 723-761.  
<http://dx.doi.org/10.24201/es.2020v38n114.1867>
- Boado, M. y Rey, R. (2018). “Movilidad educativa en Montevideo 1996-2010. Una aproximación descriptiva”. El Uruguay desde la sociología No. 16. UdelaR.
- Breen, R. (2004). Social Mobility in Europe. New York: Oxford University Press.  
<https://doi.org/10.1093/0199258457.001.0001>
- Breen, R. y Goldthorpe, J. (1997). “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory”. Rationality and Society, 9(3), 275-305.  
<https://doi.org/10.1177/104346397009003002>
- Bukodi, E. y Goldthorpe J. (2013). “Decomposing social origins: the effects of Parents’ class, status and education on the educational attainment of their children”. European Sociological Review, 29, 1024–1039. <https://doi.org/10.1093/esr/jcs079>
- CEEY (2021). Documento Metodológico Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021. Disponible en: <https://ceey.org.mx/contenido/que-hacemos/emovi/>
- Dalle, P. (2015). “Movilidad social intergeneracional en Argentina: oportunidades sin apertura de la estructura de clases”. Revista de Ciencias Sociales, 28(37), 139-16.
- Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León (2021a). Índices y programas de cálculo. Informe de MS en Nuevo León. Disponible en: <https://ceey.org.mx/contenido/que-hacemos/emovi/>

- Encuesta ESRU-EMOVI Nuevo León (2021b). Bases de datos. Encuesta. Informe de MS en Nuevo León. Disponible en: <https://ceey.org.mx/contenido/que-hacemos/emovi/>
- Erikson, R. y Goldthorpe, J. (1992). *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Featherman, D., Jones, F. y Hauser, R. (1975). "Assumptions of Mobility Research in the US: The Case of Occupational Status". *Social Science Research*, 4(4), 329-360. [https://doi.org/10.1016/0049-089X\(75\)90002-2](https://doi.org/10.1016/0049-089X(75)90002-2)
- Germani, G. (1963). La movilidad social en la Argentina. En S. Lipset y R. Bendix (Coords.), *Movilidad social en la sociedad industrial* (pp. 317-365). Buenos Aires: Eudeba.
- Gil, C., Marqués, I. y Fachelli, S. (2017). "Intergenerational Social Mobility in Spain between 1956 and 2011: The Role of Educational Expansion and Economic Modernization in a Late Industrialized Country". *Research in Social Stratification and Mobility*, 51, 14-27. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2017.06.002>
- Goldthorpe, J. (2014). "The role of education in intergenerational social mobility: Problems form empirical research in sociology and some theoretical pointers from economics". *Rationality and Society*, 26(3), 265-289. <https://doi.org/10.1177/1043463113519068>
- Goldthorpe, J. y Jackson, M. (2008). Education-based meritocracy: the barriers to its realisation. En A. Lareau y D. Conley (Eds.), *Social Class: How Does It Work?* (pp. 93-117). New York: Russell Sage.
- Goldthorpe, J., Llewelin, C. y Payne, C. (1987). *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Oxford University Press.

- Grusky, D. y Hauser, R. (1984). "Comparative Social Mobility Revisited". *American Sociological Review*, 49(1), 19-38. <https://doi.org/10.2307/2095555>
- Hosmer, D. y Lemeshow, S. (1989). *Applied Logistic Regression*. New York: Wiley Interscience.
- Hutchison, B. (1958). "Structural and Exchange Mobility in the Assimilation of Immigrants to Brazil". *Population Studies*, 12(2), 111-20. <https://doi.org/10.2307/2172184>
- INEGI (1980). Censo de Población y Vivienda 1980. INEGI. Disponible en: <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/1980/>
- INEGI (2004). Encuesta Nacional de Empleo. Disponible en: <https://www.inegi.org.mx/programas/ene/2004/>
- INEGI (2023) Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Disponible en: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/>
- Jorrat, J. (2016). *De tal padre, ¿tal hijo?: Estudios sobre movilidad social y educacional en Argentina*. Buenos Aires: Dunken.
- Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality". *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Labbens, J. y Solari, A. (1961). "Movilidad social en Montevideo". *Boletim do Centro Latino-Americano de Pesquisas em Ciências Sociais do Rio de Janeiro*, 4(4), 349-376.
- Mare, R. D. (1980). "Social Background and School Continuation Decisions". *Journal of the American Statistical Association*, 75, 295-305. <https://doi.org/10.1080/01621459.1980.10477466>
- Marteletto, L., Gelber, D., Hubert, C. y Salinas, V. (2012). "Educational Inequalities among Latin American Adolescent Continuities and Changes over the 1980s, 1990s and

- 2000s". *Research in Social Stratification and Mobility*, 30(3), 352-375.  
<https://doi.org/10.1016/j.rssm.2011.12.003>
- Osborne, J. (2015). *Best practices in logistic regression*. Los Angeles: Sage.  
<https://doi.org/10.4135/9781483399041>
- Parsons, T. (1951). *The Social System*. New York: The Free Press.
- Pastore, J. (1979). *Desigualdade e mobilidade social no Brasil*. São Paulo: Queroz.
- Powers, D. y Xie, Y. (2000). *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego: Academic Press.
- Pozas, M. (2002). *Estrategia internacional de la gran empresa mexicana en la década de los noventa*. México: El Colegio de México.
- Puga, I. y Solís, P. (2010). *Estratificación y transmisión de la desigualdad en Chile y México. Un estudio empírico en perspectiva comparada*. En J. Serrano y F. Torche (Eds.), *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento* (pp. 189-228). México D.F.: CEEY.
- SET (2016). *Análisis sobre el empleo en Nuevo León*. Gobierno del Estado de Nuevo León. Disponible en: [http://datos.nl.gob.mx/wp-content/uploads/Otros/Empleo\\_Analisis\\_NL.pdf](http://datos.nl.gob.mx/wp-content/uploads/Otros/Empleo_Analisis_NL.pdf)
- Shavit, Y. y Blossfeld, H. (1993). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO: Westview Press.
- Solís, P. (2005). "Cambio estructural y movilidad ocupacional en Monterrey", México. *Estudios Sociológicos*, 23(67), 43-74.
- Solís, P. (2007). *Inequidad y movilidad social en Monterrey*. México: El Colegio de México.

- Solís, P. (2010). Ocupaciones y clases sociales en México. En J. Serrano Espinosa y F. Torche (Eds.), *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento* (pp. 329-372). México D.F.: CEEY.
- Solís, P. (2012). “Desigualdad social y transición de la escuela al trabajo en la Ciudad de México”. *Estudios Sociológicos*, 30(90), 641-680.
- Solís, P. y M. Boado (coord.) (2016). *Y sin embargo se mueve...: estratificación social y movilidad intergeneracional de clase en América Latina*. México: Colmex, CEEY.
- Solís, P. y Dalle, P. (2019). “La pesada mochila del origen de clase. Escolaridad y movilidad intergeneracional de clase en Argentina, Chile y México”. *Revista Internacional de Sociología*, 77(1), e118, 1-17.  
<https://doi.org/10.3989/ris.2019.77.1.17.102>
- Torche, F. (2010). “Economic Crisis and Inequality of Educational Opportunity in Latin America”. *Sociology of Education*, 83(2), 85-110.  
<https://doi.org/10.1177/0038040710367935>
- Torche, F. (2011). “Is a College Degree Still the Great Equalizer? Intergenerational Mobility across Levels of Schooling in the United States”. *American Journal of Sociology*, 117(3), 763-807. <https://doi.org/10.1086/661904>
- Torche, F. y Costa Ribeiro, C. (2010). “Pathways of Change in Social Mobility: Industrialization, Education and Growing Fluidity in Brazil”. *Research in Social Stratification and Mobility*, 28(3), 291-307.  
<https://doi.org/10.1016/j.rssm.2010.03.005>
- Treiman, D. J. (1970). “Industrialization and Social Stratification”. *Social Inquiry*, 40(2), 207-234. <https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.1970.tb01009.x>

- Vallet, L. (2004). State of the Art. Current Issues and Prospects in Comparative Educational Research. En Stockholm University (Coord.), Economic Change, Unequal Life-Chances and Quality of Life. Stockholm: University of Stockholm.
- Zenteno, R. y Solís, P. (2006). “Continuidades y discontinuidades de la movilidad ocupacional en México”. Estudios Demográficos y Urbanos, 21(3), 515-546.  
<https://doi.org/10.24201/edu.v21i3.1241>
- Zorrilla, M. (2002). “Diez años después del Acuerdo Nacional para la Modernización de la Educación Básica en México: Retos, tensiones y perspectivas”. Revista Electrónica de Investigación Educativa, 4(2), 1-19. <https://redie.uabc.mx/redie/article/view/63>