

Movilidad intergeneracional de clase social en México: barreras jerárquicas, distancias y patrones de fluidez en dos cohortes de nacimiento

César Augusto Ricardi-Morgavi*

Resumen: El presente artículo analiza las tasas de movilidad social absoluta intergeneracional, los cambios de posiciones en la estructura social que implican saltos jerárquicos entre clases sociales y la variación en la fluidez social a través del tiempo para dos cohortes de nacimiento en México: en el periodo de las reformas neoliberales y crisis de la década de 1990 (retroceso neoliberal) y durante el periodo de mejoras en la desigualdad distributiva y crecimiento económico de la región latinoamericana conocido como “década ganada” (tres primeros lustros del siglo xx). El diseño del análisis es longitudinal, con base en una cohorte *senior* (1961-1975) y otra joven (1976-1986) con trayectorias ocupacionales que inician y maduran en los diferentes periodos de cambios macroeconómicos y del régimen de bienestar social mexicano.

Se trabaja sobre la hipótesis de que durante el periodo de la “década ganada” tuvieron lugar avances favorables en materia de bienestar social, reducción de pobreza y distribución del ingreso en el país —como resultado, entre otros factores, del programa *Oportunidades*—, condiciones que pudieron impulsar la disminución de la desigualdad intergeneracional de oportunidades para la movilidad de clase social, haciendo más permeables las fronteras de clase, ampliando las posibilidades del ascenso social vertical, los

¹ César Augusto Ricardi-Morgavi. Doctor en Ciencias Sociales (Universidad de Guadalajara) y Sociología (Universidad de Barcelona). Académico del Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas, UdG. Correo electrónico: cesar.ricardi@cucea.udg.mx

Revista Legislativa de Estudios Sociales y de Opinión Pública, vol. 13, núm. 29, sept.-dic. de 2020, pp. 41-81. Fecha de recepción: 19 de agosto de 2020. Fecha de aceptación: 13 de diciembre de 2020.

recorridos de clase de larga y extensa distancia y la fluidez social de hombres y mujeres.

Palabras clave: movilidad social intergeneracional, clase social, desigualdad de oportunidades, México, fluidez social.

**Intergenerational social class mobility in Mexico:
hierarchical barriers, distances and patterns
of fluidity in two birth cohorts**

Abstract: This article analyses the rates of absolute intergenerational social mobility, the changes in position in the social structure that imply hierarchical jumps between social classes, and the variation in social fluidity pattern through time for two birth cohorts in Mexico; namely, in the stage of neoliberal structural reforms and crises of the 1990s (neoliberal regression), and along the period of improvements in distributive income inequality and economic growth in the Latin American region known as the “victorious decade” (first three decades of the 20th century). The analysis design is longitudinal, based on a senior cohort (1961-1975) and a young cohort (1976-1986) with occupational trajectories that begin and mature in different periods of macroeconomic and Mexican social welfare regime changes.

The hypothesis states that during the period of the “victorious decade”, there were advantageous advances in terms of social welfare, poverty reduction and income distribution in the country, as a result of conditions, such as the *Oportunidades* program, that were able to promote the reduction of intergenerational inequality of opportunities for social class mobility, making class borders more permeable, expanding the possibilities of vertical social movements, long distance class paths and the social fluidity of men and women.

Keywords: intergenerational social mobility, social classes, inequality of opportunities, Mexico, social fluidity.

Introducción

Existen recientes y destacadas iniciativas en México por avanzar en la investigación de la desigualdad de clase y oportunidades de movilidad social, entre los que cabe destacar los de recopilación de información encabezados por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (Inegi), a través del Módulo de Movilidad

Social Intergeneracional del año 2016, los realizados por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY) a través de las tres oleadas de levantamiento con la Encuesta de Movilidad Social (ESRU-EMOVI) en los años 2006, 2011 y 2017. Por otra parte, existe una reciente ola de importantes avances en la investigación sobre movilidad social intergeneracional (Solís, 2017, 2018; Solís y Boado, 2016), intra-generacional (Mancini, 2016, 2017, 2019) y de las condiciones de desigualdad (Campos Vázquez y Medina-Cortina, 2018, 2019; CEEY, 2019; De Melo, 2019; Yaschine, 2017) con técnicas de análisis sofisticadas que han contribuido a conocer mejor el sistema de estratificación y régimen de movilidad en México.

Los estudios de movilidad social permiten evaluar los modelos de justicia social y estratificación social de cada país, en la medida que permiten conocer cómo se estructuran y se redistribuyen las oportunidades para vencer las barreras de clase entre generaciones. En apego a la analogía formulada por Schumpeter (1965), las clases sociales no son compartimentos estancos, sino hoteles o autobuses con entradas y salidas que renuevan sus huéspedes, dinamizando el sistema de estratificación social. Su estudio viene motivado por el interés en conocer y explicar en función de qué fuerzas se transforma la estructura social, cómo cambia su constitución social y qué oportunidades ofrece a sus miembros.

Los estudios de movilidad social permiten un mejor conocimiento de las tendencias estructurales de fondo de la sociedad, tales como: *a)* el grado de herencia o renovación de la estructura de clases; *b)* el predominio de las normas meritocráticas y universalistas (educación, talento y capacidad) en la selección y promoción laboral; *c)* el predominio de los factores adscriptivos de origen (familia, clase, género y etnia); *d)* la contribución a mediano plazo de las políticas redistributivas de cohesión social, especialmente de las políticas educativas a la hora de reducir o mantener la herencia social y las barreras de clase.

Puede afirmarse que una sociedad clasista y rígida se caracteriza por una alta asociación (mayor dependencia) de los logros de clase social de una generación (destinos de clase de los/as hijos/as) respecto de los logros de clase social de la generación precedente

(orígenes de clase de los padres), mientras que una sociedad socialmente abierta y fluida se caracteriza por una asociación más débil (menor dependencia) entre los logros de clase de una y otra generación.

Diversos autores concuerdan con que la función del Estado se halla en la base de los mecanismos que mayor influencia pueden tener sobre los niveles de desigualdad de oportunidades de ascenso y movilidad social, en la medida que se constituye como el actor clave en la garantía de provisión y distribución de bienestar social en la población a través de los esquemas de política social, fiscal y distributiva y su capacidad para impulsar y refrenar reformas sobre distintos sistemas sociales (educativo, seguridad social, salud, asistencia social) (Esping-Andersen, 1999; Filgueira, 2001; Solís y Boado, 2016). Su función primaria reside entonces en proteger a la población de las clases sociales más vulnerables frente a los riesgos sociales durante las diferentes etapas de moratoria a lo largo del curso de vida.

A finales de la década de 1980 e inicios de la de 1990 se pusieron en marcha en México, como estrategia para reducir la desigualdad social y reproducción intergeneracional de la pobreza, con base en el control de factores macroestructurales, los primeros programas de transferencias monetarias con componentes de atención en salud y alimentaria (provisión directa y subsidios a los bienes alimenticios), focalizados en los segmentos más pobres de la población, sobre todo del medio rural, y administrados por instituciones públicas sectoriales descentralizadas (Cecchini y Martínez, 2011: 243). La necesidad de implementar un nuevo giro al enfoque de las políticas redistributivas y de combate a la pobreza derivó en la puesta en marcha en 1997 del Programa de Educación, Salud y Alimentación (*Progresá*), con una cobertura en protección de 300 mil hogares, de los cuales gran parte correspondieron a comunidades indígenas.

Progresá se nutrió de las lecciones aprendidas que dejaron los programas precedentes y se orientó a superar las inercias heredadas, como la alta dependencia respecto a los periodos electorales, que lo condenaba a una corta duración, las prácticas clientelares,

corporativistas y cacicazgos y las intervenciones sociales altamente fragmentadas y marcadamente aisladas del resto de las acciones públicas (Levy y Rodríguez, 2005). Hacia fines de 2001 el programa *Progres*a pasó a llamarse *Oportunidades*, conservando algunas de las características medulares, como el enfoque de administración, gestión e intervención social, y transformando otras, orientadas a fortalecerlo, como una mayor capacidad en la provisión de los beneficios y la legitimación de corresponsabilidades, mayor coordinación sectorial, implementación de comités de promoción comunitaria y expansión de la cobertura hacia localidades urbanas y suburbanas (Cohen, Franco y Villatoro, 2006).

Durante la “década ganada”,¹ las mejoras en los rendimientos sociales del combate a la pobreza, desigualdad de ingreso y ampliación de la cobertura en protección del régimen de bienestar social mexicano se favorecieron del crecimiento económico —aunque débil e inferior en comparación con el de otros países de la región— experimentado entre 2003 y 2014 e impulsado por las importaciones asiáticas (Martínez Celorrio, 2017; Midaglia, Ordóñez y Valencia, 2018).

A comienzos del siglo XXI el enfoque de la política social en México se orientó a garantizar pisos mínimos de protección social de carácter universal, destacando la creación limitada de instituciones orientadas a los más pobres, entre las que destaca por su alto nivel de cobertura el sistema de protección en salud no contributiva del programa “Seguro Popular” (Barba y Valencia, 2013). Algunas investigaciones sugieren que México se encuentra entre los países en los que el avance en materia de disminución de la desigualdad económica durante la “década ganada” “tiene como gran virtud haber absorbido el aumento de la desigualdad incubado durante el periodo de hegemonía neoliberal entre 1990 y 2002” (Martínez Celorrio, 2017: 16), resultado que estuvo acompañado de una disminución sin precedentes de los niveles de pobreza e indigencia (CEPAL, 2012).

Por tanto, se espera encontrar una atenuación del peso de la asociación entre las posiciones clase de origen de una generación

¹ Una profundización del periodo de la “década ganada” puede verse en García-Delgado (2014) y Martínez Celorrio (2017).

(los padres) y las posiciones de clase de destino de otra (hijos/as). Algunas de las interrogantes que se busca responder son: ¿las mejoras evidenciadas en los rendimientos sociales (menor desigualdad distributiva del ingreso y pobreza) durante la “década ganada” y respecto de los periodos precedentes se acompañaron de mejoras en las tasas de movilidad absoluta y niveles de fluidez social en México? ¿Mejoraron los niveles de ascenso social y, dentro de éste, los de ascenso de extensa distancia? En caso de identificarse, ¿las mejoras en la fluidez comprenden y se distribuyen por igual entre hombres y mujeres?

Desarrollo

Metodología

Movilidad social intergeneracional absoluta y fluidez social

La investigación de la movilidad social intergeneracional se base en encuestas para calcular la clase social del jefe de familia del entrevistado (clase de origen), a partir de la ocupación del progenitor varón (padre) o jefe de hogar cuando el encuestado tenía 14 años de edad, y la clase social del entrevistado a partir de su última ocupación (clase social de destino).² A partir de estas dos variables se construyen las tablas de movilidad social, que permiten calcular una serie de medidas: resumen sobre movilidad social *absoluta* y probar un conjunto de modelos loglineales para estimar las estructuras, patrones y niveles de fluidez social.

La movilidad social absoluta mide el porcentaje de individuos que ascienden o descienden de clase social, pero también el de los que reproducen la posición de clase de origen de sus padres. Estos movimientos se encuentran relacionados con cambios globales de orden demográfico sectorial y ocupacional que inciden sobre la estructura de clases. Por su parte, la movilidad social relativa o

² Eventualmente algunas encuestas emplean los 15 años de edad del encuestado o una edad próxima a ésta para estimar posteriormente la clase social de origen.

fluidez social captura la movilidad en su estado “puro”, controlando el efecto de estos cambios globales. La fluidez social constituye, por tanto, una forma más rigurosa de medición y aproximación al conocimiento de la desigualdad de oportunidades y los regímenes endógenos de movilidad de las sociedades en términos del grado de cierre y apertura social de sus estructuras de oportunidades (Solís y Boado, 2016: 45).

Indicadores y estimadores para la evaluación de la fluidez social

Los análisis de la movilidad social relativa (fluidez social), eventualmente ofrece resultados distintos a los que se obtienen en el análisis de la movilidad social absoluta. Puede suceder que dos sociedades distintas, o una misma sociedad observada en dos momentos diferentes reflejen una alta movilidad social absoluta y una baja o inexistente movilidad relativa, o viceversa (Vallet, 2001: 18). Esto se debe a que la movilidad social relativa se analiza conforme a la medida extensamente empleada de la razón de razones, o razones de momios (*odd ratios*), sobre las que trabajan los modelos loglineales (Erikson y Goldthorpe, 1993). El cálculo de las razones de momios que emplean los modelos loglineales sigue la siguiente fórmula:

$$OR = (F_{ij11} / F_{ij12}) / (F_{ij21} / F_{ij22})$$

La evaluación de los modelos loglineales de fluidez social se realiza con base en el estadístico de la bondad de ajuste, conocido como razón de verosimilitud (L^2) y en la bibliografía anglosajona como desvianza (G^2), cuya expresión de cálculo es:

$$L^2 = 2 \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J ((F_{ij} \cdot \ln(F_{ij} / Fe_{ij}))$$

El valor de la probabilidad asociada a este estadístico se aplica como prueba de hipótesis, con una hipótesis nula (H_0) que afirma

que se cumple el ajuste del modelo loglineal teórico propuesto a los datos observados en la tabla de movilidad social y una hipótesis alternativa (H_1), que afirma el desajuste a razón de que existen diferencias estadísticamente significativas entre las frecuencias observadas (F_{ij}) y las frecuencias esperadas (Fe_{ij}) bajo el modelo. Una primera instancia en la evaluación del modelo consiste en calcular la probabilidad asociada al estadístico L^2 . Cuando la probabilidad asociada (p-valor o Sig.), en el caso de dos variables, o la probabilidad asociada estandarizada (Sig. L^2 (S)), en el caso de tres o más, es mayor a $\alpha=0.05$, es posible sostener, al menos en una primera instancia y previo a la evaluación del resto de estimadores, que la bondad de ajuste del modelo teórico (loglineal) a los datos se cumple.

El modelo saturado y el de independencia condicional funcionan como modelos de referencia o de línea base. El primero, en virtud de que satisface en 100% el criterio de suficiencia, esto es, la probabilidad asociada a L^2 superior al nivel de significación de 0.05, y ajusta a los datos observados empleando todos los parámetros posibles; por tanto, resulta ser el menos parsimonioso. El segundo, porque afirma la existencia de una movilidad social próxima a la independencia estadística entre orígenes y destinos de clase social. Si se asume a este último como modelo de referencia, cualquier otro modelo que lo mejore mostrará un valor más bajo en su razón de verosimilitud (L^2) (Fachelli y López-Roldán, 2012: 19). La evaluación de los modelos se realiza conforme al principio de economía de la información (parsimonia), siendo preferible un modelo que dé cuenta de las características principales de los datos, empleando el menor número posible de parámetros (Raftery, 1986).

Son cuatro los estadísticos complementarios que contribuyen a mejorar el análisis comparativo entre modelos. El Criterio Bayesiano de Información (BIC, de su sigla en inglés *Bayesian Information Criterion*), que ajusta el cálculo de L^2 en función del tamaño de la muestra y los grados de libertad (gl), permitiendo evaluar con mayor exactitud la relación de verosimilitud entre dos o más modelos cuando las muestras superan los 2,000 casos. Cuanto más bajo es el valor de BIC, mejor satisface el modelo el criterio de parsimonia (ajuste con menor número de parámetros), haciéndolo preferi-

ble respecto al modelo contra el que se lo compara (Powers y Xie, 2008). Su cálculo es:

$$\text{BIC} = L^2 - gl \cdot \ln(F)$$

El segundo estadístico empleado en la evaluación es el pseudo R^2 de Goodman, que calcula la variabilidad de los modelos que se prueban respecto del modelo de referencia (*baseline model*). El estadístico advierte de la pérdida o mejora en la capacidad explicativa del modelo que se compara frente al modelo base, siendo que cuanto más elevado resulta su valor, mejor explica los datos. Se obtiene de la diferencia entre 1 y el cociente entre el L^2 del modelo que se compara y el L^2 del modelo de referencia. El resultado se expresa en porcentaje y tiene la siguiente expresión de cálculo:

$$\text{Seudo } R^2 = 1 - L^2_M / L^2_{M1}$$

El tercer estimador que se integra y contribuye a evaluar la parsimonia de los modelos puestos en comparación es el índice de disimilitud (ID). Este índice informa de la discrepancia entre la distribución de las frecuencias observadas en la tabla y las esperadas bajo el modelo teórico, expresando el porcentaje de casos que deberían reclasificarse en el modelo teórico (con restricciones) para igualar el modelo base de referencia (sin restricciones). Es una medida de cuán exacto es el modelo que se pone a prueba a la hora de reproducir las frecuencias observadas (Solís y Boado, 2016: 50). A menor valor del índice, mayor será el ajuste del modelo a los datos, siendo atractivos los valores iguales o menores a 6%. Su expresión de cálculo es:

$$\text{ID} = \frac{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J | pF_{ij} - pFe_{ij} |}{2}$$

Una cuarta medida para el análisis específico de la relación entre las tres variables de clase social de origen (O), clase social de destino (D), país (P) o cohorte de nacimiento (C), consiste en el

estandarizador de Schwartz $L^2(S)$ (Erikson y Goldthorpe, 1993: 88). Se trata de un estadístico que permite ajustar y corregir la razón de verosimilitud L^2 de su fuerte dependencia del tamaño de la muestra (n), los grados de libertad (gl) y el tamaño muestral mínimo de las submuestras (nk) que se generan con la introducción de la tercera variable. Su valor se obtiene mediante el siguiente cálculo:

$$L^2(S) = (L^2 - gl / n) \cdot n_k + gl$$

Variables, esquema de clases y periodización en el análisis diacrónico

Para generar las estimaciones sobre movilidad social se emplea el esquema de clases sociales EGP. Entre los fundamentos de su elección se encuentra la capacidad que posee para estandarizar el análisis comparativo longitudinal de la movilidad social Erikson y Goldthorpe (1993). El esquema EGP se compone de siete clases (categorías) ordenadas “jerárquicamente” y sirve para representar la estructura de clase social en México y los países con los que se le compara.

En el Cuadro 1 se define el esquema de clases para los países de América Latina, entre los que se ubica México, y una selección de países europeos. Como puede observarse, la clase de los propietarios agrarios (IVc) ocupa una posición de menor jerarquía en el esquema de Chile y México. Este ajuste responde a que “los datos de ingresos, escolaridad y otros activos sugieren que, al menos en América Latina, esta clase se encuentra jerárquicamente situada en la base de la estratificación social, más que en la parte intermedia” (Solís y Boado, 2016: 35), por lo cual su “reacomodo nos permite atribuir un orden jerárquico más apropiado a las clases sin alterar la clasificación original” (Solís y Boado, 2016: 35). En Uruguay no contamos con clases agrarias, por ser éstas de muy pequeño tamaño como para incluirlas en el análisis. El esquema de clases utiliza números romanos y letras conforme a la definición que de cada clase social propone el estudio de Erikson y Goldthorpe (1993).

Cuadro 1. Esquemas de clases sociales EGP empleados en el análisis

<i>América Latina</i> <i>EGP 7 clases</i> <i>(Chile, México y Uruguay)*</i>	<i>Europa</i> <i>EGP 7 clases</i> <i>(España, Reino Unido, Suecia y Alemania)</i>
I+II Clase de servicio (grandes propietarios, altos directivos y profesionales, técnicos superiores y directivos intermedios).	I+II Clase de servicio (grandes propietarios, altos directivos y profesionales, técnicos superiores y directivos intermedios).
IIIa+b Clase no-manual de rutina (oficinistas y dependientes de comercio).	IIIa+b Clase no-manual de rutina (oficinistas y dependientes de comercio).
IVa+b Trabajadores independientes no-agrarios (pequeños empleadores e independientes sin empleados).	IVa+b Pequeña burguesía (pequeños empleadores y artesanos con y sin empleados).
V+VI Trabajadores manuales calificados (técnicos inferiores, supervisores manuales, asalariados manuales calificados y semicalificados).	IVc Propietarios agrarios (pequeños y grandes propietarios agrícolas).
VIIa Trabajadores manuales de baja calificación (asalariados manuales de baja calificación).	V+VI Trabajadores manuales calificados (técnicos inferiores, supervisores manuales, asalariados manuales calificados y semicalificados).
IVc Propietarios agrarios (pequeños propietarios agrícolas).	VIIa Trabajadores manuales de baja calificación (asalariados manuales de baja y nula calificación).
VIIb Asalariados agrícolas (asalariados agrícolas y otros asalariados del sector primario).	VIIb Asalariados agrícolas (asalariados agrícolas y otros asalariados del sector primario).

Nota: En el caso de Uruguay se excluyen las clases de propietarios agrarios (IVc) y asalariados agrícolas (VIIb) al tratarse de un país altamente urbanizado y con un tamaño muy pequeño de las clases agrarias.

Fuente: Elaboración propia con base en Erikson y Goldthorpe (1993) y Solís y Boado (2016).

El análisis comparativo de la movilidad de clase social a través del tiempo se desarrolla con base en dos cohortes de nacimiento; a saber, cohorte *senior* y cohorte joven (Cuadro 1A, anexo). En México, la cohorte *senior* comprende a los nacidos entre los años 1961-1975 y la cohorte joven a quienes lo hicieron entre 1976-1986. En los países latinoamericanos (Chile y Uruguay), como en los europeos (España, Suecia, Reino Unido y Alemania) que se introducen en el análisis comparativo, las mismas cohortes quedan definidas como se muestra en el cuadro 1A del anexo.³

La cohorte de nacimiento *senior* es empleada en el análisis comparativo longitudinal como cohorte de referencia (*baseline cohort*). Los nacidos en la cohorte *senior* se encuentran a los 25 años de edad en trayectorias ocupacionales que tienen lugar durante los últimos años de la “década perdida” en México, cuando los niveles de ingreso per cápita en el país y la región experimentaron una notable reducción respecto a inicios de la década, acompañada de una segunda generación de reformas neoliberales —intensas en México— y consolidación de las políticas macroeconómicas propuestas por el decálogo de medidas del Consenso de Washington, caracterizadas por la mercantilización de la provisión del bienestar social y una mayor retracción del Estado en su función de garante (Cuadro 2A, anexo). En cuanto a los países de Europa, los nacidos en esta cohorte (*senior*) experimentan sus trayectorias ocupacionales y de clase social a los 25 años de edad, durante la denominada “edad plateada” del capitalismo de bienestar europeo (Moreno, 2012) (Cuadro 2A, anexo).

Los nacidos en la cohorte joven experimentan a los 25 años de edad trayectorias ocupacionales durante el periodo de la “década ganada” (2004-2014), caracterizada en América Latina por el logro de una mayor estabilidad democrática y nuevas políticas redistributivas, basadas en programas de TMC orientados a reducir la pobreza, indigencia y desigualdad socioeconómica e impulsadas por alcanzar las metas definidas en los Objetivos de Desarrollo del Milenio (ODM). Durante este periodo destacaron los programas de *Opor-*

³ Las diferencias entre países respecto a los periodos de nacimiento que definen a las cohortes *senior* (1951-1975 y 1961-1975), responden a los diferentes rangos de edad que define cada una de las encuestas nacionales en las que se basa el análisis.

tunidades (2002) en México, *Chile Solidario* (2002) en Chile y *Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social* (PANES) (2005) y *Plan de Equidad* (2008) en Uruguay. En los países de Europa los nacidos en la cohorte joven experimentan sus trayectorias ocupacionales a los 25 años de edad durante la denominada “edad de bronce” del capitalismo de bienestar europeo (Cuadro 2A, anexo).

Fuentes de datos y muestras

En el estudio de la movilidad de clase social en México se emplea la Encuesta de Movilidad Social ESRU-EMOVI del Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY), en su oleada correspondiente a 2011. Se trata de una encuesta con diseño muestral probabilístico estratificado polietápico por conglomerados, con un tamaño de 11,001 casos y un error absoluto esperado máximo de \pm tres puntos porcentuales.⁴ En los países introducidos en la comparación con México se emplean: en el caso de Chile la Encuesta Nacional de Estratificación Social 2009 (ENES), desarrollada por la Universidad de Chile, con un diseño muestral probabilístico estratificado y polietápico, un tamaño muestral de 6,153 casos y un error muestral de 1.4% a nivel nacional; en el caso de Uruguay se emplea la Encuesta de Movilidad Social de 2010 (EMS-2010) desarrollada por la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, con un diseño muestral probabilístico estratificado polietápico, tamaño muestral de 2,630 casos y un error de 2.1%; en los países europeos (España, Suecia, Reino Unido y Alemania) se emplea la Encuesta Social Europea (ESS, de su sigla en inglés *European Social Survey*), oleada del 2010, con un diseño probabilístico estratificado polietápico con tamaños muestrales de 1,885 casos en España, 1,497 en Suecia, 2,422 en Reino Unido, 3,031 en Alemania y un error muestral de 5% en todos los casos. Todas las muestras son estadísticamente significativas a nivel nacional.

⁴ En aras de reducir los efectos de madurez ocupacional y contramovilidad en el análisis de la movilidad social, se considera al momento de aplicarse la encuesta (2011) a la población de entre 25 y 64 años de edad en el caso de México, lo que reduce los casos de la muestra sin que se pierda significación estadística.

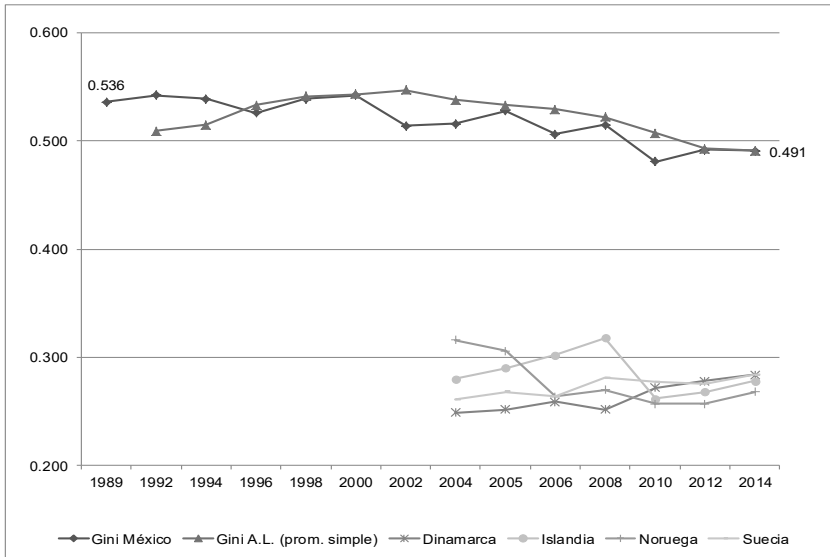
Análisis y resultados

En México la concentración del ingreso económico advierte dos repuntes importantes en la última década del siglo xx y primera del xxi, resultado de los colapsos económicos de 1994 y 2008 (Mida-glia, Ordóñez y Valencia, 2018: 12). La pauta de más largo aliento del índice de Gini per cápita muestra una tendencia decreciente, llegando a un valor de 0.491 en 2014 tras su reducción máxima en 2010, cuando alcanzó un valor de 0.481 en el marco de la recuperación del crack de 2008. Este escenario contrasta tanto con la elevada concentración del ingreso de finales de la década de 1980, al cierre de la denominada “década perdida” (coeficiente de 0.536 en 1989), como con el pináculo de la desigualdad distributiva en 2000 (Gráfica 1).

Entre 1989 y 2000, esto es, desde finales de la “década perdida” y hasta la crisis de las reformas neoliberales de la década de 1990, la desigualdad distributiva del ingreso en México se mantiene a la par de, o incluso supera, la desigualdad distributiva promedio en América Latina (Gráfica 1). Al margen de la recuperación positiva en los niveles de desigualdad distributiva del ingreso durante la “década ganada” en México, el país se encuentra lejos de los niveles que muestran países de renta meda-alta y alta (Islandia, Noruega y Suecia) o de su promedio, que ronda el valor de 0.250 del índice de Gini per cápita (Martínez Celorrio, 2017: 15).

En el análisis de la movilidad social, la movilidad horizontal o no-vertical refiere a los desplazamientos entre posiciones de clase que tienen lugar al interior de un mismo estrato jerárquico, por tanto, representa los cambios de posición que no suponen vencer una barrera jerárquica ni transforma sustancialmente las condiciones de vida derivadas del cambio de posición de clase. Pueden considerarse como desplazamientos de tipo transversales, que si bien suponen un cambio de posición, no suponen uno en la condición de clase. Lo opuesto se conoce como movilidad vertical. Para calcular las tasas de movilidad horizontal, en este análisis se definieron tres macroclases que agrupan clases de similar jerarquía: la macroclase 1, que comprende a la clase I-II en los países de ambos

Gráfica 1. Coeficientes de Gini per cápita en México, selección de países y promedio de América Latina, 1989-2014



Fuente: Elaboración propia con base en el banco de datos de CEPAL y Banco Mundial.

continentes; la macroclase 2, que comprende a las clases IIIa+b y IVa+b en los países latinoamericanos y IIIa+b, IVa+b, IVc y V+VI en los europeos; y la macroclase 3, que comprende a las clases V+VI, VIIa, IVc y VIIb en los latinoamericanos y VIIa y VIIb en los europeos. Las tablas 1A, 2A y 3A en el anexo representan gráficamente en una matriz de movilidad desplazamientos entre clases que son considerados como horizontales, tanto en los países latinoamericanos como en los europeos.

En el marco del orden que asumen las clases sociales y comprendidas dentro de la movilidad vertical, es posible diferenciar trayectorias que realizan los individuos hacia posiciones “más altas” o “más bajas”, clasificables como de corta, larga y extensa distancia. Se hace referencia a trayectorias de *corta* distancia cuando el ascenso o descenso supone un salto jerárquico desde un origen de

clase hacia una clase de destino que le es contigua. Un recorrido de *larga* distancia tiene lugar cuando el ascenso o descenso implica un salto jerárquico de un estrato a otro, no siendo la clase de destino contigua a la de origen. Finalmente, un recorrido extenso tiene lugar cuando el ascenso o descenso implica un salto jerárquico de dos estratos sociales. Las tablas 1A, 2A y 3A en el anexo ilustran en matrices de movilidad las tres diferentes distancias de los recorridos. Resulta fácil inferir que los recorridos *extensos* son los más difíciles de experimentar, en la medida que suponen atravesar un mayor número de barreras a través de la estructura social y suponen el cambio de condiciones de vida más sustancial derivado de la nueva posición de clase social. En las antípodas se ubica el recorrido de *corta* distancia y, entre ambos, el de *larga*.

Entrando en los resultados sobre movilidad social propiamente dichos, en México las tasas globales de movilidad total (TMT) se reducen hacia la cohorte joven (nacidos entre 1976-1986), patrón que es compartido por los regímenes de movilidad social absoluta de los dos países latinoamericanos (Chile y Uruguay) y conjunto de europeos puestos en comparación (tablas 1 y 2). Para los nacidos en la cohorte joven, México advierte una TMT alta que supera a la de sus pares latinoamericanos y europeos. Lo elevado de la TMT en la cohorte joven en México se explica por una baja tasa de movilidad vertical (TV) y una alta persistencia de la movilidad no vertical (TNV) que, como se explicó, no supone saltos sustanciales en las condiciones de vida, en cuanto no implica vencer barreras entre estratos jerárquicos de clase (tablas 1 y 2).

Incluso para la cohorte joven en México, la TV disminuye, mientras la TVN aumenta, resultando ser la más elevada entre los países comparados (tablas 1 y 2). Esto lleva a que en México en la cohorte joven existan 1.6 móviles verticales por cada móvil horizontal —disminución respecto a la cohorte *senior*—, muy por debajo del promedio en los países europeos de 4.6 y del 2.3 y 2.4 de Chile y Uruguay, respectivamente. La tasa de ascenso de clase social (TA) disminuye, para ceder espacio a que la herencia (H) y descenso de clase social aumentan en la cohorte joven respecto de la *senior* en México; aunque el nivel de herencia de clase social (H) se mantiene como el más

Tabla 1. Diferentes tasas de movilidad social.
 Selección de países de Europa y América Latina. Cohorte 1 *senior*
 (1961-75 en México y 1951-1975 resto de países) (%)

<i>Tasas</i>	<i>Selección de países</i>						
	<i>España</i>	<i>Suecia</i>	<i>Reino Unido</i>	<i>Alemania</i>	<i>Chile</i>	<i>México</i>	<i>Uruguay</i>
TMT	75.2	66.3	68.4	68.7	70.3	77.3	69.7
TV	53.1	55.2	59.2	54.2	41.7	50.5	51.4
TNV	22.1	11.1	9.3	14.5	28.5	26.8	18.3
TV/TNV	2.4	5.0	6.4	3.7	1.5	1.9	2.8
TA	33.3	36.1	28.1	36.3	30.5	39.4	36.1
TD	19.8	19.1	31.1	17.8	11.2	11.0	15.3
H	24.8	33.7	31.6	31.3	29.7	22.7	30.3
TA/TD	1.7	1.9	0.9	2.0	2.7	3.6	2.4
TVC	17.1	13.5	21.0	16.9	8.3	5.9	13.9
TVL	27.1	30.6	24.3	29.7	20.4	28.5	27.1
TVE	9.0	11.1	13.8	7.6	13.0	16.1	10.4
TVCA	7.7	5.0	3.2	6.4	4.6	3.6	10.8
TVLA	20.1	24.1	17.1	24.9	16.2	23.9	18.0
TVEA	5.6	7.0	7.9	5.0	9.7	12.0	7.3
TVCD	9.4	8.5	17.9	10.4	3.6	2.3	3.2
TVLD	7.0	6.5	7.2	4.9	4.3	4.6	9.1
TVED	3.4	4.1	6.0	2.5	3.3	4.1	3.1
<i>n</i>	702	540	789	1150	1644	2568	1012

Fuente: Elaboración propia con base en ENES 2009, EMS 2010, ESE 2010 y EMOVI 2011.

bajo en la comparativa internacional (27%, tras aumentar 4.3 puntos porcentuales) (tablas 1 y 2). Los agentes móviles que ascienden por cada uno que desciende, pasan de 3.6 a 2.5, casi uno menos que mejora su posición de clase por cada uno que la empeora en la cohorte joven respecto de la *senior* en México.

Tabla 2. Diferentes tasas de movilidad social.
Selección de países de Europa y América Latina. Cohorte 2 joven
(1976-1986) (%)

<i>Tasas</i>	<i>Selección de países</i>						
	<i>España</i>	<i>Suecia</i>	<i>Reino Unido</i>	<i>Alemania</i>	<i>Chile</i>	<i>México</i>	<i>Uruguay</i>
TMT	71.0	66.3	64.7	65.8	69.2	73.0	67.3
TV	56.5	53.8	56.7	49.7	49.0	44.8	46.7
TNV	14.5	12.6	8.0	16.1	20.2	28.2	20.7
TV/TNV	3.9	4.3	7.1	3.1	2.4	1.6	2.3
TA	33.3	30.7	26.5	29.6	35.4	31.8	28.2
TD	23.1	23.1	30.2	20.1	13.6	13.0	18.5
H	29.0	33.7	35.3	34.2	30.8	27.0	32.7
TA/TD	1.4	1.3	0.9	1.5	2.6	2.5	1.5
TVC	21.3	21.1	17.8	17.8	6.9	6.7	11.8
TVL	26.9	23.6	24.7	25.3	26.6	28.4	27.6
TVE	8.3	9.0	14.2	6.6	15.5	9.8	7.3
TVCA	9.3	5.5	1.8	5.2	3.6	1.9	5.5
TVLA	18.8	20.1	17.5	20.1	20.2	22.7	17.6
TVEA	5.2	5.0	7.3	4.3	11.6	7.3	5.1
TVCD	12.0	15.6	16.0	12.6	3.3	4.8	6.3
TVLD	8.0	3.5	7.3	5.2	6.4	5.7	9.9
TVED	3.1	4.0	6.9	2.3	3.9	2.5	2.2
<i>n</i>	324	199	275	348	890	2224	493

Fuente: Elaboración propia con base en ENES 2009, EMS 2010, ESE 2010 y EMOVI 2011.

La movilidad de corta distancia (TVC) aumenta levemente, mientras la de movilidad larga (TVL) se mantiene constante y la de distancia extensa (TVE) disminuye hacia la cohorte joven en México, lo que informa del robustecimiento de las barreras entre clases que deben enfrentarse para moverse hacia la clase más alta (clase de servi-

cio I+II), cuando se proviene de padres de la clase de origen más baja (asalariados agrícolas VIIb), pero también sucede a la inversa, cuando se desciende desde la primera hacia la segunda. Este es un enclasmamiento que, por regla general, resulta poco probable en el conjunto de sociedades, no obstante, en la cohorte joven respecto de la *senior* en México, se torna aún más difícil; Chile y Reino Unido recorrieron el camino contrario, reduciendo estas dificultades (tablas 1 y 2). La movilidad extensa puede ser de tipo ascendente (TVEA), cuando se pasa de la clase VIIb a la clase I+II,⁵ o descendente (TVED), cuando ocurre a la inversa. En este entendido, se advierte que en la cohorte joven respecto de la *senior* en México, la circulación de agentes móviles en ambas direcciones, entre la cumbre y la base de la estructura, se ha vuelto menos probable.

Para analizar el cambio temporal en los patrones de movilidad de clase social intergeneracional relativa en México, se emplean los modelos loglineales de fluidez social constante (CnSF) (Erikson y Goldthorpe, 1993) y diferencias uniformes (unidiff) (Xie, 1992) (Tabla 4A, en el anexo). Como modelos bases que sirven de referencia, se utiliza el modelo de independencia condicional. En la comparación entre países, el modelo CnSF hipotetiza que el patrón de movilidad social se mantiene constante a través de éstos. Este modelo se aplica para la selección de siete países en ambas cohortes. El modelo unidiff trabaja sobre la base del modelo CnSF, buscando capturar al interior del patrón de fluidez social entre países si existen variaciones en la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos de clase social entre éstos cuando se comparan las dos cohortes de nacimiento.

Las tablas 5A y 6A en el anexo resumen los resultados de la prueba de bondad de ajuste L^2 y de los estadísticos de los modelos loglineales para identificar el régimen de movilidad en México y los países comparados en las cohortes *senior* y joven. En la cohorte *senior*, el modelo CnSF mejora su bondad de ajuste (L^2) respecto al modelo de independencia condicional, que sirve de modelo base (Tabla 5A en el anexo). No obstante, su ajuste sigue siendo débil,

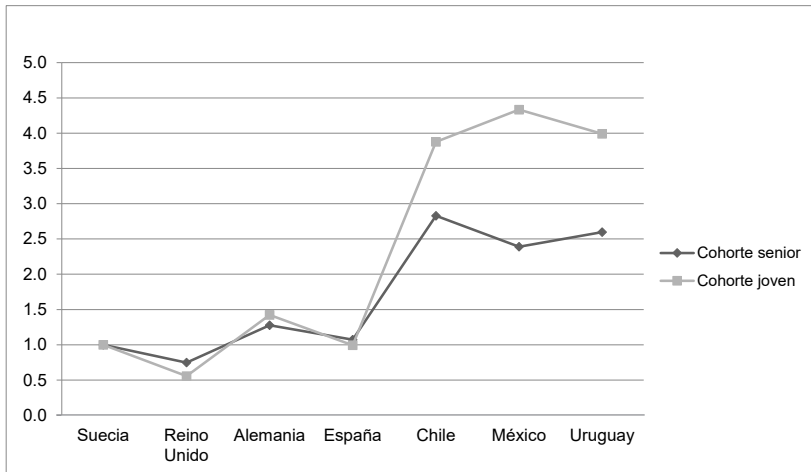
⁵ En el caso de Uruguay, al no contar con clases agrícolas, los movimientos son entre la clase VIIa y la clase I+II y viceversa.

ofreciendo tan sólo un 64.3% mayor capacidad explicativa sobre los datos (Pseudo R^2) que el modelo de independencia condicional y un índice de disimilitud (ID) que se mantiene elevado, advirtiendo que es necesario reclasificar 8.5% los datos esperados bajo el modelo teórico para eliminar su discrepancia con los datos observados.

En la cohorte joven, la interpretación del modelo CnSF es próxima a la derivada de la cohorte *senior*, esto es, que el ajuste del modelo CnSF es débil y los indicadores obtenidos afectan la parsimonia del modelo (Tabla 6A en el anexo). Estos resultados sugieren que existen variaciones en el patrón de fluidez social entre países, tanto para la cohorte *senior* como para la joven. Para conocer el comportamiento de este patrón entre países y en ambas cohortes, se introduce el modelo de diferencia uniforme (unidiff) con patrón de línea base de interacción completa de asociación que, sacrificando seis grados de libertad respecto al CnSF, mejora la bondad de ajuste (L^2), con un BIC e ID menor y explicando en 71.9% mejor los datos que el modelo de independencia condicional en la cohorte *senior* y un 75.7% mejor que en la cohorte joven (tablas 5A y 4A en el anexo). Acogido el modelo unidiff, se examinan los parámetros beta (β) del modelo que permiten conocer los diferenciales entre países.

La Gráfica 2 muestra resultados de los coeficientes beta (β) del modelo unidiff, asumiendo como base a Suecia ($\beta=1$) en la comparación entre países e interpretando que valores del coeficiente mayores a $\beta=1$ informan de una mayor fuerza en la asociación entre orígenes y destinos de clase y, por tanto, menor fluidez social y mayor cierre social. La Gráfica 2 muestra que los países europeos (España, Reino Unido y Alemania) no advierten variaciones estadísticamente significativas en su patrón de fluidez social entre las cohortes *senior* y joven, mientras que en los países latinoamericanos, incluyendo a México, el patrón se define por una pérdida de fluidez social hacia la cohorte joven, lo que supone una reducción de las oportunidades netas de los individuos de esta cohorte nacidos entre 1976-1986, para experimentar movilidad frente a los nacidos en el periodo 1961-1975 (en México) y 1951-1975 (en Chile y Uruguay). Este cierre social por pérdida de fluidez, identificado para la cohorte joven, es levemente más fuerte en México que en sus pares latinoamericanos.

Gráfica 2. Coeficientes β del modelo unidiff. México y selección de países. Cohortes *senior* y joven



Fuente: Elaboración propia con base en ENES 2009, EMS 2010, ESE 2010 y EMOVI 2011.

¿Qué ocurre con el patrón de fluidez social en México a través de las cohortes si diferenciamos según sexo? A estos efectos, se vuelve a estimar la bondad de ajuste de los modelos CnSF y unidiff, junto a la serie de indicadores que permiten la evaluación de su parsimonia y nivel de ajuste a los datos. Las tablas 7A y 8A, en el anexo, ofrecen evidencia de un modelo CnSF que no ajusta suficientemente bien en la población de hombres ni en la de mujeres en la perspectiva intercohortes, lo que sugiere que se produjo algún cambio en el régimen de fluidez social en ambas poblaciones a través del tiempo. Para la dirección que ha tenido este cambio, se calcularon los coeficientes (β) e índices kappa (k), que capturan la asociación general entre orígenes y destinos de clase social para cada una de las cohortes. Con base en los resultados ofrecidos en la Tabla 3, se constata que los cambios han sido estadísticamente significativos para las mujeres de la cohorte joven, pero no así para los hombres, indicando un aumento de la rigidización de la estructura de oportunidades netas de movilidad social. El aumento

Tabla 3. Coeficientes β y k del modelo unidiff en México para hombres y mujeres en las cohortes *senior* y *joven*

<i>Sexo</i>	<i>Cohortes</i>	<i>Coeficientes beta (β)</i>	<i>Índices kappa (k)</i>
Hombres	Cohorte <i>senior</i> 1961-1975	1.0000	0.8100
	Cohorte <i>joven</i> 1976-1986	1.0716	0.8700
Mujeres	Cohorte <i>senior</i> 1961-1975	1.0000	0.5000
	Cohorte <i>joven</i> 1976-1986	1.5325	0.7600

Fuente: Elaboración propia con base en EMOVI 2011.

estadísticamente significativo del coeficiente beta y valores del índice kappa informan de una mayor fuerza en la asociación entre la clase de origen de los padres y las clases de destinos de las hijas mujeres. A partir de esta evidencia, se infiere que los cambios hacia una reducción del patrón general de fluidez social en la cohorte *joven* respecto de la *senior* en México se explica más por la pérdida de oportunidades relativas de movilidad en la población femenina que en la masculina, en la que se mantienen invariantes en el tiempo.

Conclusiones

El análisis ofrece evidencia que permite concluir que la desigualdad distributiva del ingreso medida por el índice de Gini en México tiene una reducción a lo largo del periodo definido como “década ganada” (2004-2014), afectando de forma positiva a la población nacida en la cohorte *joven* (1976-1986) respecto a la nacida en la cohorte *senior* (1961-1975), que experimentan el inicio de sus trayectorias ocupacionales durante las reformas y crisis de las reformas de la década de 1990. Sin embargo, los niveles de desconcentración del

ingreso alcanzados en este periodo por el país continúan siendo muy distantes de los obtenidos por países de economía avanzada de la OCDE, de industrialización temprana o de renta media-alta y alta de Europa.

A partir del esquema de periodización empleado en el análisis, es posible inferir que uno de los factores que cumplió un rol relevante en la desconcentración del ingreso durante el periodo de la “década ganada” en México fue el programa *Oportunidades* (2002-2014), cuya capacidad como política redistributiva progresiva del ingreso se encuentra bien documentada (CEPAL, 2010: 105-107; Amarante y Jiménez, 2016: 52-55). En contraste, no sucede lo mismo con el programa como mecanismo de reducción de la pobreza e indigencia cuando se consideran los datos a inicios y finales de la “década ganada”. En 2004 la pobreza era 47.2% y en 2013 alcanzaba a 52.3% del total de la población de México, mientras que la indigencia alcanzaba 17.4% en 2004 y llegaba a 19.7% en 2013 (Barba, 2018: 77, cuadro 1). No obstante, la expansión gradual de la cobertura poblacional del esquema de protección del ingreso de los hogares que ofrece el programa *Oportunidades*, respecto a su antecesor *Progresá*, inicialmente focalizado en comarcas indígenas afectadas por niveles elevados de pobreza, exclusión y privación de servicios, ha propiciado la reducción de los niveles de desigualdad y aumentado los de ingreso por habitante (CEPAL, 2010).

A diferencia del impacto obtenido en materia de desconcentración del ingreso, el análisis de la movilidad social en México nos habla de una reducción de los niveles globales de movilidad absoluta para el periodo, esto es, para los nacidos en la cohorte joven, que inician sus trayectorias ocupacionales durante la “década ganada”. Esta reducción se caracteriza por la pérdida de intensidad en los movimientos entre las clases sociales que suponen la experiencia de cambios significativos en los niveles y condiciones de vida. Se trata de la reducción de la movilidad denominada como vertical, cuya naturaleza estuvo dada por la disminución de los movimientos ascendentes y el aumento de los descendentes y la reproducción de las posiciones de clase de origen por parte de sus hijos/as. En este marco, tiene lugar también la disminución de la intensidad

de los enclasmientos de distancia *extensa* entre las clases extremas de la estructura social, situación que refrenda el cierre social identificado para los nacidos en México entre 1976 y 1986 respecto a los nacidos entre 1961 y 1975.

Cuando el análisis se centra en el comportamiento del patrón de fluidez social a través de las cohortes de nacimiento, los resultados permiten concluir que en México durante la etapa de la “década ganada” y respecto al periodo marcado por la segunda generación de reformas pro-mercado de la década de 1990, la población experimenta una reducción de las oportunidades netas de movilidad social, siendo este cambio compartido por los países latinoamericanos de Chile y Uruguay; no así por los europeos puestos en comparación. Este aumento de la rigidización social en el régimen de fluidez social de la cohorte joven en México, cuando se aíslan los efectos de los cambios en la estructura ocupacional y demográfica, se explica fundamentalmente por una pérdida de oportunidades netas de movilidad que experimentan las mujeres frente a los hombres, para quienes el patrón de fluidez muestra ser menos variante. Este hallazgo abre interrogantes tales como si la pérdida de fluidez social de las mujeres en la “década ganada” refleja un robustecimiento del grado de segregación ocupacional por sexo en el mercado ocupacional mexicano. Es necesaria mayor investigación para ahondar en el impacto que tuvieron los arreglos institucionales, de regulación y flexibilización laboral, producto de las reformas de las dos últimas décadas del siglo xx, sobre la distribución de las agentes móviles mujeres en las clases de destino, más afectadas por el factor sexo.

Por tanto, podemos concluir que, durante el periodo que comprende casi los primeros tres lustros del siglo xxi, denominado como “década ganada”, la desigualdad de condiciones en México, medida desde la distribución del ingreso económico, ha evidenciado mejoras (reducción), pero sin llegar a ser sustanciales desde una perspectiva comparativa de largo aliento e internacional que incorpora a países de renta alta del norte de Europa. En materia de desigualdad de oportunidades, medida desde la movilidad intergeneracional de clase social, se observa que el nivel general de desigualdad de cla-

ses ha aumentado, al reducirse los niveles de la movilidad vertical, el acenso social, las trayectorias de extensa y larga distancia y las oportunidades netas de movilidad social relativa de las mujeres de la cohorte joven. Con base en los resultados, se rechaza la hipótesis que afirma que durante el periodo de la “década ganada”, producto de políticas de transferencias monetarias condicionadas y macro programas como *Oportunidades*, que generaron avances positivos en materia redistributiva del bienestar socioeconómico, se experimentó asimismo una reducción de la desigualdad de oportunidades para la movilidad intergeneracional de clase social.

Bibliografía

- Amarante, V. y Jiménez, J. P. (2016), “Distribución del ingreso e imposición a las altas rentas en América Latina”, *Cuadernos de Economía*, vol. 35, núm. 67, pp. 39-79.
- Barba, C. (2018), “Liberalismo y universalismo en tensión: 25 años de reformas sociales en los regímenes de bienestar de América Latina”, pp. 75-108, en Carmen Midaglia, Gerardo Ordóñez y Enrique Valencia (coords.), *Políticas sociales en América Latina: innovaciones, inercias y retrocesos en el siglo XXI*, Buenos Aires / Tijuana, Clacso / El Colegio de la Frontera Norte.
- Barba C. y Valencia, E. (2013), “La transición del Régimen de Bienestar mexicano: entre el dualismo y las reformas liberales”, *Revista Uruguaya de Ciencia Política*, vol. 2, núm. 22, pp. 47-76.
- (2011), “Hipótesis no comprobadas y espejismos de las transferencias monetarias no comprobadas”, pp. 195-223, en Carlos Barba y Néstor Cohen (coords.), *Perspectivas críticas sobre la cohesión social. Desigualdad y tentativas fallidas de integración social en América Latina*, Buenos Aires, Clacso.
- Behrman, J. (2000), “Social mobility: Concepts and measurements in Latin America and the Caribbean”, pp. 69-100, en N. Birdsall y C. Graham (eds.), *New Markets, New Opportunities? Economic and Social Mobility in Changing World*, Washington, Brookings and the Carnegie Endowment for International Peace.

- Boado, M. (2011), *Re-revisión de análisis de tablas e introducción a modelos loglineales*, Montevideo, Universidad de la República (mimeo).
- Campos-Vázquez, R. y Medina-Cortina, E. (2019), “Skin color and social mobility: Evidence from Mexico”, *Demography*, vol. 56, núm. 1, pp. 321-343.
- (2018), “Identidad social y estereotipos por color de piel. Aspiraciones y desempeño en jóvenes mexicanos”, *Trimestre Económico*, núm. 337, pp. 53-79.
- Carabaña, J. (1999), *Dos estudios sobre movilidad intergeneracional*, Madrid, Fundación Argentaria Visor.
- Cecchini, S. y Martínez, R. (2011), *Protección social inclusiva en América Latina: una mirada integral, un enfoque de derechos*, Santiago de Chile, CEPAL.
- CEEY (2019), Informe de Movilidad Social en México 2019. Hacia la igualdad regional de oportunidades, Ciudad de México, Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- CEPAL (2018), CEPALstat, base de datos y publicaciones estadísticas. Estadísticas online de la CEPAL, 15 de julio de 2018. Disponible en http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp?idioma=e
- (2012), *Panorama social de América Latina 2012*, Santiago de Chile, CEPAL.
- (2010), *Panorama social de América Latina 2009*, Santiago de Chile, CEPAL.
- Cohen, E., Franco, R., y Villatoro, P. (2006), “México: el programa de desarrollo humano ‘Oportunidades’”, pp. 85-136, en Ernesto Cohen y Rolando Franco (coords.), *Transferencias con corresponsabilidad. Una mirada latinoamericana*, México, Flacso / Sedesol / FCE.
- De Melo, G. (2019), “Determinantes intergeneracionales de exclusión laboral y autopercepción de discriminación”, documento de trabajo n° 02/2019, CEEY.
- EMOVI (2011), Base de datos de la Encuesta de Movilidad Social en México 2011 del Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY).

- EMS (2010), Base de datos de la Encuesta de Movilidad Social en Uruguay 2010 de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- ENES (2009), Base de datos de la Encuesta Nacional de Estratificación Social en Chile 2009 del Proyecto Nacional de Desigualdades, la Universidad de Santiago de Chile y la Comisión Nacional de Investigación Científica y Tecnológica (Conicyt).
- ESE (2010), Encuesta Social Europea ESS-2010. Round 5. Bergen, Norwegian Centre for Research Data.
- Erikson, R. y Goldthorpe, J. H. (1993), *The constant flux. A study of class mobility in industrial societies*, Oxford, Oxford University Press.
- Esping-Andersen, G. (1999), *Social foundations of postindustrial economies*, Oxford, Oxford University Press.
- Fachelli, S. y López-Roldán, P. (2012), Análisis de la movilidad social. Depósito digital UAB, núm. 88747.
- Filgueira, C. (2001), “La actualidad de viejas temáticas: sobre los estudios de clase, estratificación y movilidad social en América Latina”, CEPAL, Serie Políticas Sociales, núm. 51, 52 pp.
- Filgueira, F. (2013), “Los regímenes de bienestar en el ocaso de la modernización conservadora: posibilidades y límites a la ciudadanía social en América Latina”, *Revista Uruguaya de Ciencia Política*, vol. 22, núm. 2, pp. 17-46.
- García Delgado, D. (2013), “La provisión de bienes y servicios públicos en los gobiernos progresistas del Cono Sur 2002-2013: La década ganada”, *Revista Estado y Políticas Públicas*, núm. 2, pp. 20-66.
- Leiulfsrud, H., Bison I. y Solheim, E. (2010), *Social class in Europe II: The European Social Survey 2002-2008*, Trondheim, Norwegian University of Science and Technology.
- Levy, S. y Rodríguez, E. (2005), *Sin herencia de pobreza. El programa Progres-Oportunidades de México*, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Mancini, F. (2019), Movilidad intrageneracional y desigualdades de género en México, documento de trabajo núm. 08/2019, CEEY.

- Mancini, F. (2017), “Movilidad individual y cambio social: transiciones laborales en tres generaciones de varones”, en M. Coubés, P. Solís y M. Zavala (coords.), *Generaciones, cursos de vida y desigualdad social en México*, México, El Colegio de México, El Colegio de la Frontera Norte.
- Mancini, F. (2016), “Cambios y continuidades en la movilidad laboral de la fuerza de trabajo femenina en México”, *Notas de Población CEPAL*, núm. 102.
- Martínez Celorrio, X. (2017), “Políticas distributivas, movilidad social y desafíos para el trabajo decente en América Latina”, pp. 34-65, en AA.VV, *Visions d’Amèrica LLatina. Economia i treball en l’Agenda Post 2015*, Tarragona, URV-UdL-UPF-UdG.
- Midaglia, C., Ordóñez, G. y Valencia, E. (2018), “Transformaciones económicas y reformas sociales en Latinoamérica en las primeras dos décadas del siglo XXI”, pp. 11-30, en C. Midaglia, G. Ordóñez y E. Valencia (coords.), *Políticas sociales en América Latina: innovaciones, inercias y retrocesos en el siglo XXI*, Buenos Aires / Tijuana, Clacso / El Colegio de México.
- Moreno, L. (2012), *La Europa asocial: ¿caminos hacia un individualismo posesivo?*, Barcelona, Península.
- Powers, D. y Xie, Y. (2008), *Statistical methods for categorical data analysis*, Bingley, Reino Unido, Emerald.
- Raftery, A. E. (1986), “Choosing Models for Cross-Classifications. Comment on Grusky and Hauser”, *American Sociological Review*, vol. 51, núm. 1, pp. 145-46.
- Schumpeter, J. A. (1965), *Imperialismo y clases sociales*, Madrid, Tecnos (original de 1927).
- Solís, P. (2018), Barreras estructurales a la movilidad social intergeneracional en México. Un enfoque multidimensional. CEPAL, Serie Estudios y Perspectivas, n° 176.
- (2017), “Movilidad intergeneracional ocupacional y económica en la Ciudad de México”, en P. Solís (coord.), *Desigualdad, movilidad social y curso de vida en la Ciudad de México*, México, Centro de Estudios Sociológicos, El Colegio de México.

- Solís, P. y M. Boado (coords.) (2016), *Y sin embargo se mueve: estratificación y movilidad intergeneracional de clase en América Latina*, Ciudad de México, El Colegio de México / CEEY.
- Vallet, L. A. (2001), “Forty years of social mobility in France: Change in social fluidity in the light of recent models”, *Revue Française de Sociologie*, núm. 42, pp. 5-64.
- Xie, Y. (1992), “The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables”, *American Journal of Sociology*, núm. 57, pp. 380-395.
- Yaschine, I. (2017), “El proceso de estratificación ocupacional de los habitantes de la Ciudad de México. ¿Igual para mujeres y hombres?”, en P. Solís (coord.), *Desigualdad, movilidad social y curso de vida en la Ciudad de México*, México, Centro de Estudios Sociológicos, El Colegio de México.

Anexo

Cuadro 1A. Cohortes de nacimiento empleadas en el análisis

<i>Países</i>	<i>Cohortes de nacimiento</i>
México	Cohorte <i>senior</i> (1961-1975) Cohorte generación <i>joven</i> (1976-1986)
España, Suecia, Reino Unido, Alemania, Chile y Uruguay	Cohorte <i>senior</i> (1951-1975) Cohorte generación <i>joven</i> (1976-1986)

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2A. Cohortes de nacimiento, trayectorias ocupacionales y etapas del bienestar social en México y selección de países latinoamericanos (Chile y Uruguay) y europeos (España, Suecia, Reino Unido y Alemania)

Cohortes de nacimiento	Periodos de las trayectorias ocupacionales (con 25 años de edad)	Etapas de desarrollo del régimen de bienestar social, modelos de crecimiento y políticas económicas
<p>Senior</p> <p>1961-1975 (México)</p> <p>1951-1975 (Chile y Uruguay en América Latina y España, Suecia, Reino Unido y Alemania en Europa)</p>	<p>1986-2000 (México)</p> <p>1976-2000 (países europeos, Chile y Uruguay)</p>	<p>1976/86-2000 México y América Latina</p> <p>Segunda generación reformas neoliberales. Crisis económica de 1994. Fase de agudización de la desigualdad distributiva de la “década perdida”. Consenso de Washington e intensificación de sus recomendaciones en la década de 1990. Intensificación de los procesos de mercantilización de la oferta de bienes y servicios de bienestar social y retiro parcial del Estado (“reformismo pro-mercado”). Estancamiento estabilizador en México (prioridad al control de la inflación frente al objetivo de crecimiento). Crisis de las reformas neoliberales.</p> <p>1976-2000 Países europeos</p> <p>Primeros signos de declive de los avances alcanzados durante la “edad de oro” del capitalismo de bienestar europeo. Inicio de la “edad de plata”. Crisis del petróleo 1973-1978 e inestabilidad económica, recortes, limitaciones y mercantilización de la provisión de bienes y servicios de bienestar social.</p>
<p>Joven</p> <p>1976-1986</p>	<p>2001-2011 (países europeos, Chile, México y Uruguay)</p>	<p>2001-2014 México y América Latina</p> <p>“Década ganada” y estabilidad democrática con numerosos gobiernos de izquierda o progresista (“giro a la izquierda”). Resistencia conservadora y continuidad a las políticas económicas y reformas sociales neoliberales pos-Consenso de Washington en el caso de México. Nuevas políticas redistributivas y auge de los programas TMC para enfrentar la pobreza y desigualdad orientados por los Objetivos de Desarrollo del Milenio (ODM). Programa <i>Oportunidades</i> en México.</p> <p>2001-2014 Países europeos</p> <p>Agudizamiento de los patrones que rigen en la etapa anterior. Albor de la “edad de bronce” del capitalismo de bienestar europeo. Impacto severo de la crisis financiera internacional (2008-2009). Impulso de reformas y políticas de corte neoliberal que desmantelan las bases del Estado de bienestar desarrollado tras la Segunda Guerra Mundial</p>

Fuente: Elaboración propia con base en Esping-Andersen, 1999; Moreno, 2012; Filgueira, 2013; Barba, 2018; Barba y Valencia, 2013.

Tabla 1A. Espacios de movilidad social EGP 7. Movilidad horizontal, herencia y distancias de movilidad ascendente y descendente (corta, larga y extensa). Países europeos

	"I+II Clase de servicio"	IIIa+b Clase no-manual de rutina	IVa+b Peque- ña burguesía	IVc Propieta- rios agrarios	"V+VI Clase manual calificada"	"VIIa Clase manual baja calif."	"VIIb Asalaria- dos agrícolas"
"I+II Clase de ser- vicio"	Herencia	Descenso Corto	Descenso Largo	Descenso Largo	Descenso Largo	Descenso Extenso	Descenso Extenso
IIIa+b Clase no-manual rutina	Ascenso Corto	Herencia	Horizontal	Horizontal	Horizontal	Descenso Largo	Descenso Largo
IVa+b Peque- ña burguesía	Ascenso Largo	Horizontal	Herencia	Horizontal	Horizontal	Descenso Largo	Descenso Largo
IVc Propieta- rios agrarios	Ascenso Extenso	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Herencia	Ascenso Corto	Horizontal	Horizontal
"V+VI Clase manual calificada"	Ascenso Largo	Horizontal	Horizontal	Horizontal	Herencia	Descenso Corto	Descenso Largo
"VIIa Clase manual baja calif."	Ascenso Extenso	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Ascenso Corto	Herencia	Horizontal
"VIIb Asalaria- dos agrícolas"	Ascenso Extenso	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Horizontal	Herencia

Fuente: Elaboración propia con base en Erikson y Goldthorpe, 1993, Carabaña, 1999 y Ganzeboom (en Leuifsrud et al., 2010).

Tabla 2A. Espacios de movilidad social EGP 7. Movilidad horizontal, herencia y distancias y distancias de movilidad ascendente y descendente (corta, larga y extensa), Chile y México

	"I+II Clase de servicio"	IIIa+b Clase no-manual de rutina	IVa+b Peque- ña burguesía	"V+VI Clase manual calificada"	"VIIa Clase manual baja calif."	IVc Propieta- rios agrarios	"VIIb Asalaria- dos agrícolas"
"I+II Clase de ser- vicio"	Herencia	Descenso Corto	Descenso Largo	Descenso Extenso	Descenso Extenso	Descenso Extenso	Descenso Extenso
IIIa+b Clase no-manual rutina	Ascenso Corto	Herencia	Horizontal	Descenso Largo	Descenso Extenso	Descenso Extenso	Descenso Extenso
IVa+b Peque- ña burguesía	Ascenso Largo	Horizontal	Herencia	Descenso Corto	Descenso Largo	Descenso Largo	Descenso Largo
"V+VI Clase manual calificada"	Ascenso Extenso	Ascenso Largo	Ascenso Corto	Herencia	Horizontal	Horizontal	Horizontal
"VIIa Clase manual baja calif."	Ascenso Extenso	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Horizontal	Herencia	Horizontal	Horizontal
IVc Propieta- rios agrarios	Ascenso Extenso	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Horizontal	Horizontal	Herencia	Horizontal
"VIIb Asalaria- dos agrícolas"	Ascenso Extenso	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Horizontal	Horizontal	Horizontal	Herencia

Fuente: Elaboración propia con base en Erikson y Goldthorpe, 1993 y Solís y Boado, 2014.

Tabla 3A. Espacios de movilidad social EGP 7. Movilidad horizontal, herencia y distancias de movilidad ascendente y descendente (corta, larga y extensa), Uruguay

	"I+II Clase de servicio"	IIIa+b Clase no- manual de rutina	IVa+b Pequeña burguesía	"V+VI Clase manual calificada"	"VIIa Clase manual baja calif."
"I+II Clase de servicio"	Herencia	Descenso Corto	Descenso Largo	Descenso Ex- tenso	Descenso Ex- tenso
IIIa+b Clase no- manual rutina	Ascenso Corto	Herencia	Horizontal	Descenso Largo	Descenso Largo
IVa+b Pequeña burguesía	Ascenso Largo	Horizontal	Herencia	Descenso Corto	Descenso Largo
V+VI Clase ma- nual calificada	Ascenso Extenso	Ascenso Largo	Ascenso Corto	Herencia	Horizontal
"VIIa Clase manual baja calif."	Ascenso Extenso	Ascenso Largo	Ascenso Largo	Horizontal	Herencia

Fuente: Elaboración propia con base en Erikson y Goldthorpe, 1993 y Solís y Boado, 2014.

Tabla 4A. Especificación de los modelos loglineales empleados

<i>Modelo</i>	<i>Expresión</i>	<i>Parámetros</i>	<i>gl</i>
1 Saturado [O D]	$\text{Ln } F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{OC} + \lambda_{jk}^{DC} + \lambda_{ijk}^{ODC}$	98	0
2 Indep. cond. [O C] [D C]	$\text{Ln } F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^C + \lambda_{ik}^{OC} + \lambda_{jk}^{DC}$	26	72
3 Fluidez constante [O D] [O C] [D C]	$\text{Ln } F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{OD} + \lambda_{ik}^{OC} + \lambda_{jk}^{DC}$	62	36
4 Unidiff	$\text{Ln } F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{OC} + \lambda_{ik}^{DC} + \beta_k X_{kj}$	63	35

Nota: O (origen de clase), D (destino de clase), C (cohorte de nacimiento), Ln F_{ij} (valor esperado), λ (efecto promedio), λ_i^O (efecto fila), λ_j^D (efecto columna), λ_k^C (efecto *layer* o capa), β_k (efecto aditivo de la variable *layer*), gl (grados de libertad). * Son menos los grados de libertad (gl). Para el caso de Uruguay los parámetros y grados de libertad de los modelos varían a razón de que se excluyeron del análisis las clases agrarias (IVc y VIIb), trabajándose sobre tablas de movilidad de cinco clases sociales (5x5).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5A. Movilidad social relativa, comparación internacional, México y selección de países. Cohorte senior. Modelos log-lineales

<i>Modelo</i>	<i>L2</i>	<i>Grados de libertad</i>	<i>Sig.</i>	<i>BIC</i>	<i>Pseudo R2</i>	<i>Índice de disimilitud ID</i>	<i>L2(S)</i>	<i>Sig. L2(S)</i>
Países, origen y destino								
Saturado [O D P]	0.000	0	1.000	0.00	100.0%	0.0%	0.000	1.000
Independencia condicional [O P] [D P]	1720.500	232	0.000	-376.10	0.0%	15.7%	327.587	0.000
Fluidez constante [O D] [O P] [D P]	614.343	196	0.000	-1156.92	64.3%	8.5%	222.865	0.091
Unidiff	484.000	190	0.000	-1233.04	71.9%	7.1%	208.880	0.165

Fuente: Elaboración propia con base en ENES 2009, EMS 2010, ESE 2010 y EMOVI 2011.

Tabla 6A. Movilidad social relativa, comparación internacional, México y selección de países. Cohorte joven. Modelos log-lineales

<i>Modelo</i>	<i>L2</i>	<i>Grados de libertad</i>	<i>Sig.</i>	<i>BIC</i>	<i>Pseudo R2</i>	<i>Índice de disimilitud ID</i>	<i>L2(S)</i>	<i>Sig. L2(S)</i>
Países, origen y destino								
Saturado [O D P]	0.000	0	1.000	0.00	100.0%	0.0%	0.000	1.000
Independencia condicional [O P] [D P]	1413.000	232	0.000	-554.10	0.0%	19.0%	280.840	0.015
Fluidez constante [O D] [O P] [D P]	480.000	196	0.000	-1181.86	66.0%	9.4%	207.745	0.269
Unidiff	343.800	190	0.000	-1267.18	75.7%	7.9%	196.360	0.360

Fuente: Elaboración propia con base en ENES 2009, EMS 2010, ESE 2010 y EMOVI 2011.

Tabla 7A. Movilidad social relativa en México, hombres.
Cohortes senior (1961-1975) y joven (1976-1986). Modelos log-lineales

<i>Modelo</i>	<i>L2</i>	<i>Grados de libertad</i>	<i>Sig.</i>	<i>BIC</i>	<i>Pseudo R2</i>	<i>Índice de disimilitud ID</i>	<i>L2(S)</i>	<i>Sig. L2(S)</i>
Cohorte, origen y destino								
Saturado [O D C]	0.000	0	1.000	0.00	100.0%	0.0%	0.000	1.000
Independencia condicional [O C] [D C]	969.583	72	0.000	394.51	0.0%	19.7%	547.478	0.000
Fluidez constante [O D] [O C] [D C]	104.786	36	0.000	-182.75	89.2%	6.1%	72.438	0.000
Unidiff	102.500	35	0.000	-177.05	89.4%	6.1%	70.757	0.000

Fuente: Elaboración propia con base en EMOVI 2011.

Tabla 8A. Movilidad social relativa en México, mujeres.
Cohortes *senior* (1961-1975) y *joven* (1976-1986). Modelos log-lineales

<i>Modelo</i>	<i>L2</i>	<i>Grados de libertad</i>	<i>Sig.</i>	<i>BIC</i>	<i>Pseudo R2</i>	<i>Índice de disimilitud ID</i>	<i>L2(S)</i>	<i>Sig. L2(S)</i>
Cohorte, origen y destino								
Saturado [O D C]	0.000	0	1.000	0.00	100.0%	0.0%	0.000	1.000
Independencia condicional [O C] [D C]	481.117	72	0.000	-62.91	0.0%	18.0%	481.117	0.000
Fluidez constante [O D] [O C] [D C]	166.363	36	0.000	-105.65	65.4%	9.5%	166.363	0.000
Unidiff	160.900	35	0.000	-103.56	66.6%	9.2%	160.900	0.000

Fuente: Elaboración propia con base en EMOVI 2011.

Tabla 9A. Tabla de movilidad de clase social en México.
Cohorte *senior* (1961-1975)

Clase social de origen	Clase social de destino							Total
	I-II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I-II	64	7	17	9	28	4	0	129
IIIa+b	44	24	9	27	59	0	6	169
IVa+b	121	63	123	52	73	0	1	433
V+VI	78	39	49	49	105	0	6	326
VIIa	117	99	109	98	204	7	7	641
IVc	97	51	108	63	144	69	49	581
VIIb	15	50	36	36	87	14	51	289
Total	536	333	451	334	700	94	120	2568

Fuente: Elaboración propia con base en EMOVI 2011.

Tabla 10A. Tabla de movilidad de clase social en México.
Cohorte joven (1976-1986)

Clase social de origen	Clase social de destino								Total
	I-II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	Total	
I-II	97	57	18	14	5	0	0	0	191
IIIa+b	21	75	14	9	36	0	2	2	157
IVa+b	115	152	88	52	100	0	2	2	509
V+VI	21	73	22	69	60	2	15	15	262
VIIa	89	130	72	97	189	4	20	20	601
IVc	45	42	44	35	94	43	42	42	345
VIIb	10	24	16	10	94	3	52	52	209
Total	398	553	274	286	578	52	133	133	2274

Fuente: Elaboración propia con base en EMOVI 2011.