

Patrones de fluidez y barreras de clase social en México: Análisis de la desigualdad que afecta a la generación joven

Patterns of social fluidity and class barriers in Mexico: Analysis of the inequality that affects young generation

Cesar Augusto Ricardi Morgavi 

Resumen

El objetivo de este artículo es analizar los patrones de la desigualdad desde el enfoque de las oportunidades para la movilidad social que afectan a diferentes cohortes de nacimiento en México. Sobre la base de un diseño longitudinal de cohortes, se analizan los cambios y continuidades en la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos de clase social, sin aislar (controlar) los efectos estructurales de los cambios en la estructura ocupacional (movilidad absoluta), y aislándolos, en aras de conocer las oportunidades netas de movilidad social intergeneracional (fluidez social). En el análisis se emplea la metodología comparativa de tasas específicas y modelos loglineales, a partir del esquema de clases EGP. Los resultados demuestran que, ante las mejoras de la desigualdad distributiva del ingreso durante la “década ganada”, el país se caracterizó por un cierre social que redujo las oportunidades netas de ascenso y descenso social, pero que estuvo acompañada por un aumento en la permeabilidad de determinadas barreras de clase diferenciable por sexo.

Palabras clave: movilidad de clase, fluidez social, México, modelos loglineales, década ganada

Abstract

The goal of this article is to analyze the patterns of inequality that affect different birth cohorts in Mexico from the perspective of chances for social mobility. Based on a longitudinal cohort design, the changes and continuities in the intensity of the association between social class origins and destinations are analyzed, both without isolating (controlling) the structural effects of changes in the occupational structure (absolute mobility) and isolating them, in order to know the net chances for intergenerational social mobility (social fluidity). The analysis applies the comparative methodology of specific rates and loglinear models, based on the EGP class scheme. The results show that, despite given the improvements in income distribution inequality during the “hard-won decade”, the country was characterized by a social closure that reduced the net opportunities for social upward and downward mobility, but was accompanied by an increase in the permeability of certain class barriers by sex.

Keywords: class mobility, social fluidity, Mexico, log-linear models, hard-won decade

Fecha de recepción: 9 de febrero de 2021. Fecha de aceptación: 26 de octubre 2021.

♦Doctor en Ciencias Sociales por la Universidad de Guadalajara y doctor en Sociología Universidad de Barcelona, España. Adscrito al Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas del Departamento de Ciencias Sociales y Jurídicas de la Universidad de Guadalajara. ORCID: 0000-0002-2595-1318

 cesar.ricardi@ucea.udg.mx 

Introducción

El artículo analiza los cambios e inercias en las estructuras y los patrones de desigualdad de oportunidades para la movilidad de clase social intergeneracional en México, desde una perspectiva comparativa, contrastando el efecto de los orígenes de clase social sobre los destinos de clase a través del tiempo, en la etapa del declive del modelo industrializador por sustitución de importaciones (ISI) y la denominada “década perdida” de los años 80, el de las reformas estructurales y crisis de los años 90 (retroceso neoliberal), y durante el período de estabilidad y repunte de los rendimientos socioeconómicos en México y la región latinoamericana de los primeros tres lustros del siglo XXI, conocido como “década ganada”. El diseño del análisis es longitudinal, basado en tres cohortes de nacimiento (*senior* 1947-1960, *intermedia* 1961-1975, y *generación joven* 1976-1986), y se parte de la hipótesis de que, durante el período de la “década ganada”, el país experimentó avances positivos en materia de reducción de pobreza (por ingresos, alimentaria, de acceso a salud y educación) y desigualdad distributiva del ingreso —como resultado de programas de transferencias condicionadas, como *Oportunidades-Prospera* y un contexto económico internacional favorable—, pero con un impacto débil en términos de desigualdad intergeneracional de oportunidades para la movilidad, el ascenso social y el cruce de las barreras de clase.

En los estudios de movilidad social se distingue entre dos tipos de desigualdad social. Por un lado, la denominada “de condiciones”, que hace referencia al grado de concentración en la distribución del ingreso, pero también es posible estudiarla respecto de otros indicadores de bienestar, como la riqueza y el patrimonio, y la “desigualdad de oportunidades”, que se refiere al grado con que las personas logran acceder a bienes y servicios con independencia de factores

adscriptivos (origen de clase, sexo o etnicidad). La preocupación por conocer y controlar las causas de la desigualdad de condiciones ha sido una constante a lo largo del siglo xx en América Latina, mientras que el interés por reducir la desigualdad de oportunidades cobra fuerza desde la mitad del siglo xx, cuando se fortalece la evidencia de que proveer más altos niveles de bienestar socioeconómico resulta insuficiente para reducir la desigualdad social, y se advierte la necesidad de reducir el peso del origen social sobre los destinos de clase (Torche, 2007; Iveson y Deary, 2017).

Entre los factores macroestructurales que más influyen sobre los patrones de desigualdad de oportunidades para la movilidad de social se encuentran el Estado en su función de garante, proveedor y distribuidor de bienes y servicios de bienestar social a la población, sus mecanismos fiscales y políticas redistributivas, las transformaciones que efectúa mediante reformas y políticas sociales sobre el sistema educativo, y las redes de seguridad social que desarrolla para proteger a la población de las clases sociales más bajas, frente a los riesgos inherentes al curso de vida (desempleo, enfermedad, embarazo, discapacidad, vejez) (Esping-Anderesen, 1999; Filgueira, 2001; Solís y Boado, 2016).

Hacia finales de los años 80 e inicios de la década del 90, la puesta en marcha en México de programas de transferencias monetarias con componentes de atención en salud y suficiencia alimentaria (provisión directa y subsidios a los bienes alimenticios) se orientó a romper la reproducción intergeneracional de pobreza y desigualdad,¹ a través de instituciones públicas sectoriales descentralizadas y focalizados en los segmentos de menor poder adquisitivo de la población, sobre todo del medio rural (Cecchini y Martínez, 2011, p. 243). Bajo este esquema, los programas contribuye-

1. Fundamentalmente sobre la distributiva del ingreso, con poco peso sobre la ruptura de la reproducción de clase social; esto es, con bajo efecto sobre la movilidad y el ascenso de clase social.



ron a alcanzar las metas institucionales, pero evidenciaron limitaciones en términos de su alta estratificación, autonomía y coordinación, lo que derivó en problemas de duplicidad operativa, ineficiencia en la cobertura de la población objetivo y disparidad en la normativa de funcionamiento (Levy y Rodríguez, 2005; Cecchini y Martínez, 2011).

Como respuesta a este diagnóstico, el enfoque de las políticas redistributivas y de combate a la pobreza deriva en la puesta en marcha del Programa de Educación, Salud y Alimentación (*Progresa*) en el año 1997, con una cobertura en protección que alcanzó los 300 mil hogares y una fuerte focalización en las comunidades de ascendencia indígena. Hacia fines del año 2001, el programa *Progresa* se convierte en *Oportunidades*, conservando algunas de las características centrales, como el enfoque de administración, gestión e intervención social, y transformando otras que se orientaron a fortalecer su capacidad de provisión de los beneficios y la legitimación de corresponsabilidades (Cohen, Franco y Villatoro, 2006).

Durante la denominada “década ganada” (García Delgado, 2013), el programa *Oportunidades* constituye un mecanismo redistributivo con impactos positivos sobre la reducción de los niveles de pobreza y desigualdad del ingreso de los hogares. Hacia finales de esa década, el programa reformula algunos de sus pilares y pasa a conocerse como *Prospera*, un programa de transferencias monetarias condicionadas (TMC) que, junto con *Hambre Cero* (HC) y *Bolsa Familia* (BF) de Brasil y *Asignación Universal por Hijo* (AUH) de Argentina, es considerado un programa modelo en el desarrollo de pisos mínimos de protección social de las familias pobres en la región (Martínez-Celorio, 2017; Barba, 2018).² En el período durante el cual el programa *Oportunidades* estuvo activo, se expandieron progresiva-

2. En el año 2014 el programa *Oportunidades*, que ofreció atención a 4.2 millones de hogares, cambia a *Prospera*, y amplía su cobertura a 6,2 millones de hogares

mente las TMC orientadas a apoyar a los jóvenes que cursan enseñanza de ciclo medio y superior (componente “Jóvenes con Oportunidades”), con lo que se contuvieron las tasas de abandono escolar, y los apoyos que buscan garantizar la seguridad alimentaria (componente “Apoyo Alimentario Vivir Mejor”) (Cecchini y Martínez, 2011, p. 247).³ No obstante, existe evidencia, todavía escasa, que afirma que el impacto del programa sobre la estructura de oportunidades para la movilidad social ha sido débil y limitado, pues propicia la movilidad social ascendente solo a la población que accedió a través del programa a niveles de educación superior (Yaschine, 2015, p. 290).

La crisis de 1994 y los saldos negativos que mostraron los rendimientos de las políticas sociales y económicas en México pusieron de relieve los limitados alcances de las reformas estructurales bajo el modelo de desarrollo promercado. En este marco, México mostró un ritmo de crecimiento menor al de otras grandes economías regionales como la de Brasil y Chile, además de una resistencia conservadora frente al cambio político (“giro progresista”), que tenía lugar en gran parte de la región latinoamericana, por lo cual optó por dar continuidad al modelo de política económica originado en el Consenso de Washington (Midaglia, Ordóñez y Valencia, 2018, p. 12).

A inicios del siglo XXI, el enfoque de la política social en México se basa en garantizar pisos mínimos de protección social de carácter universal pero limitado, y se destaca la creación de instituciones orientadas a los más pobres; entre ellas sobresale, por su alto nivel de cobertura, el sistema de protección en salud no contributiva del “Seguro Popular” (Barba y Valencia, 2013). Durante la “década ganada”,

atendidos, el equivalente a 25 millones de mexicanos y el 20% de la población nacional (Martínez Celorrio, 2017).

3. El programa también tuvo acciones de bienestar para las personas adultas mayores (componente “70 y más”) y de compensación de los costes de consumo de bienes energéticos (componente “Apoyo Energético”).

México se encuentra entre los países donde el avance en materia de disminución de la desigualdad económica, “tiene como gran virtud haber absorbido el aumento de la desigualdad incubado durante el período de hegemonía neoliberal entre 1990 y 2002” (Martínez Celorio, 2017, p. 16), resultado que estuvo acompañado de una disminución sin precedentes de los niveles de pobreza e indigencia (CEPAL, 2012).

En el marco de esta composición, el presente artículo formula las siguientes interrogantes: ¿Las mejoras advertidas en la desigualdad distributiva del ingreso y la pobreza en el México de los primeros tres lustros del siglo XXI se acompañaron con mejoras en las tasas de movilidad absoluta y fluidez social? ¿Qué evidencia ofrece la comparación del patrón intercohortes en México y entre países? ¿Son más férreas o más permeables las fronteras de clase entre hombres y mujeres en México durante la denominada “década ganada”? ¿Se ampliaron o redujeron las chances de experimentar trayectorias de movilidad de larga distancia en la estructura de clase mexicana?

Metodología

Movilidad intergeneracional absoluta y relativa

El estudio de la movilidad social intergeneracional emplea encuestas para reconocer la clase social del jefe de familia del entrevistado (clase de origen), a partir de la ocupación del padre o jefe de hogar varón cuando el encuestado tenía quince años de edad, y la clase social del entrevistado, a partir de su última ocupación (clase social de destino). Tomando como base estas dos variables, se construyen los esquemas de clase que dan lugar a las tablas de movilidad social, las que permiten calcular un conjunto de medidas resumen sobre movilidad *absoluta* y probar un conjunto de modelos loglineales para estimar las estructuras

topológicas y los patrones y niveles de la movilidad social *relativa* (fluidez social). Las medidas de movilidad absoluta permiten estimar los porcentajes de quienes han mejorado su posición de clase social respecto de su origen (ascenso social), quienes la han debilitado (descenso social) y quienes la reproducen, por ocupar idéntica posición que sus padres.

La movilidad social absoluta registra las tendencias hacia la reproducción o movilidad (ascendente o descendente) de clase social a través de las frecuencias de individuos que experimentan reposicionamientos de clase asociados a cambios globales en la estructura ocupacional y demográfica (urbanización, migración interna, cambios en las tasas de fecundidad) que inciden sobre la estructura de clases, mientras que la movilidad social relativa (fluidez social) registra la movilidad en su estado “puro”; esto es, la desigualdad de oportunidades *netas* con que cuentan los individuos que, provenientes de diferentes orígenes de clase, experimentan desplazamientos hacia un mismo destino de clase. En otros términos, registra la movilidad social con independencia de los efectos que puedan tener los cambios globales sobre la estructura de clases (Fachelli y López-Roldán, 2012, p. 13). La movilidad relativa, o fluidez social, constituye una forma más rigurosa de medición de la desigualdad de oportunidades de una sociedad, mediante la cual es posible conocer el régimen de movilidad endógeno; esto es, el grado de apertura o cierre que presenta una sociedad en términos de distribución de oportunidades relativas para la movilidad social de sus miembros (Solís y Boado, 2016, p. 45).

Medidas e indicadores para la evaluación de la fluidez social

El análisis de la movilidad social relativa (fluidez social) ofrece resultados distintos a los obtenidos en el análisis de la movilidad social absoluta. Puede suceder, por ejemplo, que dos sociedades distintas, o una misma sociedad observada



en dos tiempos diferentes, reflejen una alta movilidad social absoluta y una baja o inexistente movilidad relativa, o viceversa (Vallet, 2001, p. 18). Esto se debe a que la movilidad social relativa, no así la absoluta, se analiza conforme a la medida de las razones de momios (*odd ratios*), sobre las que trabajan los modelos loglineales, empleadas para comparar las oportunidades netas de posicionarse en una clase social más que en otras (Erikson y Goldthorpe, 1993). El cálculo de las razones de momios empleado en 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 empleados en esta investigación se realiza sobre la base del valor estadístico de la bondad de ajuste, estimado a través de la desviación (G^2) o razón de verosimilitud (L^2), que sigue la siguiente expresión de cálculo:

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

El valor de la probabilidad asociada a este valor estadístico (G^2 o L^2) se aplica como prueba de hipótesis, con una hipótesis nula (H_0), que afirma el ajuste del modelo loglineal, en la medida en que no se observan diferencias estadísticamente significativas entre las frecuencias observadas (F_{ij}) y las esperadas (Fe_{ij}) que propone el modelo, y otra alternativa (H_1), que niega el ajuste y afirma la existencia de diferencias estadísticamente significativas entre las frecuencias observadas y las esperadas. Una probabilidad asociada (valor p) al valor estadístico L^2 mayor a 0.05 permitirá concluir que la bondad de ajuste del modelo teórico, propuesto en el

modelo loglineal, se cumple; en caso contrario, se rechaza el modelo (Fachelli y López Roldán, 2013, p. 20).

La evaluación del modelo teórico supone la consideración de otros estadísticos adicionales para determinar su aceptación o rechazo mediante un procedimiento comparativo y sucesivo de los modelos entre sí, asumiendo un modelo como base o referencia (*baseline model*); por lo general, es el modelo saturado o el de independencia (Glass, 1949).

En la medida en que el análisis emplea muestras estadísticas de gran tamaño, la prueba de bondad de ajuste (L^2) podrá mostrar un valor tendiente a la significatividad estadística, cuando las diferencias entre el modelo teórico y los datos resultan ser pequeñas e insuficientes para alcanzarla. Para resolver este problema, se introduce el valor estadístico del 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), por lo que permite 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, lo cual lo hace preferible respecto del modelo con el que se lo compara (Powers y Xie, 2008). La fórmula de cálculo del BIC es:

$$BIC = L^2 - gl \cdot \ln(N)$$

Un segundo criterio adicional de evaluación de los modelos se basa en el estadístico pseudo R^2 de Goodman, que calcula la variabilidad de los modelos que se prueban respecto del modelo de referencia (*baseline model*). El valor estadístico informa de la pérdida o mejora en la capacidad explicativa del modelo que se compara (M) respecto del modelo base (M_1): cuanto más elevado resulte su valor porcentual, mejor

será la capacidad explicativa de los datos. Su expresión de cálculo es:

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

En virtud de que “ante situaciones complejas, donde más de un modelo podría ajustar a los datos, es necesario basarse en varios criterios y ver cómo convergen entre sí cada uno de ellos para sostener nuestras hipótesis” (Boado, 2011, p. 105), se integra un estimador adicional que contribuye a evaluar la parsimonia de los modelos puestos en comparación. El índice de disimilaridad (ID) informa de la discrepancia entre la distribución de las frecuencias observadas en la tabla y las esperadas bajo el modelo teórico, y expresa el porcentaje de casos que deberían reclasificarse en el modelo teórico, representado por el modelo loglineal con restricciones, para igualar el modelo de referencia de pocas o nulas 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, p. 50). A menor valor del índice, mayor será el ajuste del modelo a los datos, por lo que es preferible obtener valores menores al 5%. Su expresión de cálculo es:

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

En razón de que las medidas globales no resultan individualmente exhaustivas en la evaluación de la bondad de ajuste de los modelos propuestos y su robustecimiento depende de su complementariedad y análisis simultáneo (Powers y Xie, 2008, p. 106), se integra una cuarta medida útil en el análisis de la relación trivariada entre la clase social de origen (O), clase social de destino (D) y cohortes

de nacimiento (C). El estandarizador de Schwartz $L^2(S)$ (Erikson y Goldthorpe, 1993) es un valor 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 (n_k) cuando se introduce una tercera variable, en este caso, la de cohorte de nacimiento. 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

En el análisis se emplea el esquema de clases sociales EGP; entre los fundamentos de su elección se encuentra su capacidad para estandarizar la comparación longitudinal y transnacional en el análisis de la movilidad social. Este esquema de clases utiliza números romanos y letras como categorías, siguiendo la propuesta original del estudio de Erikson y Goldthorpe (1993). El esquema EGP se compone de siete clases (categorías) ordenadas, y sirve para representar la estructura de clase social en México y los países con los cuales se compara. En el cuadro 1 se comparan los esquemas de clase social EGP para los países de América Latina, entre los que se ubica México, y para una selección de países europeos.

Se debió hacer algunos ajustes en las definiciones y en la ubicación de las clases; por ejemplo, la clase de los propietarios agrarios (IVc) ocupa una posición de mayor jerarquía en el esquema de los países europeos respecto de los latinoamericanos, en razón de 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, p. 35). En el caso de

los países latinoamericanos, su reacomodo “permite atribuir un orden jerárquico más apropiado a las clases sin alterar la clasificación original” (Solís y Boado, 2016, p. 35).

Cuadro 1. Esquemas de clases sociales EGP empleado en el análisis para países latinoamericanos y para países europeos

América Latina EGP 7 clases (Chile, México y Uruguay)	Europa EGP 7 clases (España, Reino Unido, Suecia y Alemania)
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 Proprietarios 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 Proprietarios 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)

Fuente: Elaboración propia basada en Erikson y Goldthorpe (1993) y Solís y Boado (2016). Nota: En el caso de Uruguay, se excluyen las clases de

propietarios agrarios (ivc) y asalariados agrícolas (viiib), por tratarse de un país cuyas muestras han sido para zonas urbanas, donde las clases agrarias son casi inexistentes.

El análisis comparativo de la movilidad de clase social a través del tiempo se desarrolla sobre la definición de tres cohortes de nacimiento; *senior*, intermedia y generación joven. En México, la cohorte *senior* comprende a los nacidos entre los años 1947 y 1960, la cohorte intermedia a los nacidos entre 1961 y 1975, y la cohorte de la generación joven a quienes lo hicieron entre 1976 y 1986. En los países latinoamericanos (Chile y Uruguay) al igual que en los europeos (España, Suecia, Reino Unido y Alemania), las mismas cohortes quedan definidas como se muestra en el cuadro 1A del anexo.⁴

La cohorte de nacimiento *senior* se emplea en el análisis comparativo longitudinal como cohorte de referencia (*baseline cohort*). Los nacidos en la cohorte *senior* experimentan a los 25 años de edad sus trayectorias ocupacionales durante la fase de constitución del régimen de bienestar social mexicano, en la cual tiene lugar la expansión del modelo de Industrialización por Sustitución de Importaciones (ISI) y hasta su declive (cuadro 2A, anexo). Por su parte, en los países de Europa, los nacidos en la cohorte *senior* experimentan sus trayectorias con la misma edad durante la denominada “edad dorada” del capitalismo de bienestar europeo (Taylor-Gooby, 2002; Moreno, 2012) (cuadro 2A, anexo).

Los nacidos en la cohorte intermedia se encuentran a los 25 años de edad en trayectorias ocupacionales que tienen lugar durante los últimos años de la década de 1980, cuando los niveles de ingreso *per capita* en México y un número importante de países de la región, experimentó una notable

4. Las diferencias entre países respecto de los períodos de nacimiento que definen a las cohortes *senior* (1930-1950, 1935-1950 y 1947-1960) e *intermedia* (1951-1975 y 1961-1975) resultan de las restricciones en los rangos de edad que definen cada una de las encuestas nacionales que se emplean en el análisis.



reducción respecto de los niveles de inicios de esa década, acompañada de reformas promercado —consolidadas en México durante la década de 1990, durante la segunda generación de reformas— que dieron continuidad a las recomendaciones de política macroeconómica del Consenso de Washington. Este proceso derivó en una mayor mercantilización y residualización del bienestar social acompañada de una retracción del Estado en su función de garante y proveedor (cuadro 2A, anexo). En cuanto a los países de Europa, los nacidos en esta cohorte experimentan sus trayectorias ocupacionales con 25 años de edad, durante la denominada “edad de plata” del capitalismo de bienestar europeo (cuadro 2A, anexo).

Los nacidos en la cohorte de la generación joven inician sus trayectorias ocupacionales a los 25 años de edad, durante el período de la “década ganada” (2004-2014), caracterizada en América Latina por el logro de una mayor estabilidad democrática y nuevas políticas redistributivas, principalmente bajo la modalidad de programas de TMC, orientadas a reducir pobreza, pobreza extrema y desigualdad distributiva. Durante este período, se destacaron los programas *Oportunidades* (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. La ampliación de la base impositiva del Estado en el marco de condiciones económicas internacionales favorables para la región, posibilitó el aumento del gasto público social que posibilitó la reducción de los niveles de pobreza y desigualdad distributiva.⁵ En los países de Europa, los nacidos en la cohorte de la generación joven experimentan

5. Se da por entendido la existencia de heterogeneidad en la magnitud del impacto de la TMC entre países de la región latinoamericana. El efecto de los programas de TMC sobre la distribución del ingreso, en muchos casos, fue bajo. Por otra parte, si bien aumentó la tasa de participación económica femenina y se redujo la dependencia económica, la incorporación de las mujeres al mercado de trabajo en el período no fue plena.

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

Para el estudio de la desigualdad distributiva de ingresos en México se emplean datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), con series no discontinuadas y disponibles desde el año 1989 y hasta 2014, con lo que se logra abarcar la temporalidad definida en el análisis diacrónico propuesto.

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 ronda del año 2011. Se trata de una encuesta con diseño muestral probabilístico estratificado polietápico por conglomerados, con un tamaño $n=11001$ y un error absoluto esperado máximo de $\pm 3\%$.⁶ 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 $n=6153$ y un error muestral de 1,4%; en el caso de Uruguay, la Encuesta de Movilidad Social del año 2010 (EMS-2010), desarrollada por la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, con un diseño muestral probabilístico estratificado polietápico, un tamaño $n=2630$ 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*), en su ronda del año 2010, con un diseño probabilístico estratificado polietápico

6. En aras de reducir los efectos de madurez ocupacional y contramovilidad a los que se refieren Erikson y Goldthorpe (1993), en el análisis de la movilidad social para México se considera la población que, al momento de aplicarse la encuesta (año 2011), tiene entre 25 y 64 años de edad. Esto tiene por efecto que la muestra se reduzca, pero sin perder significancia estadística a la hora de la inferencia.

con tamaños muestrales de $n=1885$ en España, $n=1497$ en Suecia, $n=2422$ en Reino Unido y $n=3031$ en Alemania, con un error muestral de 5% en todos los casos.

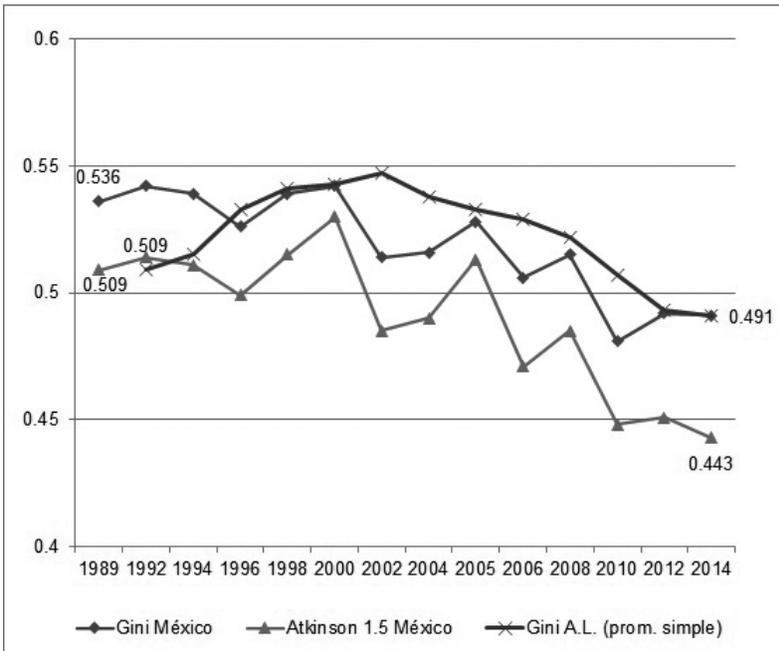
Análisis y resultados

La desigualdad distributiva del ingreso económico en México en la primera década del siglo XXI muestra picos de incrementos importantes (2005 y 2008), como producto de las limitaciones económicas generadas en esos años (Mida-glia *et al.*, 2018) (gráfico 1). En contraste, el patrón de más largo aliento advierte de una tendencia decreciente que llega a una desconcentración importante en el año 2014, con un valor del índice de Gini de 0.491 y una reducción máxima en 2010 (valor de 0.481). Este escenario contrasta tanto con la elevada concentración del ingreso de finales de los años 80, al cierre de la denominada “década perdida” (coeficiente de 0.536 en 1989), como con el de finales de los años 90, con un pico máximo en el año 2000 (gráfico 1). El índice de Atkinson 1.5, más sensible que el de Gini a las transferencias que tienen lugar en la parte baja de la distribución,⁷ confirma el patrón descrito (gráfico 1).

7. Se emplea un valor del parámetro de aversión a la desigualdad (ϵ) de 1.5, buscando una medición más sensible a la concentración del ingreso económico que afecta a los sectores más pobres representados en la base de la estructura de ingresos.

Gráfico 1. Desigualdad distributiva del ingreso económico
en México y América Latina (AL) 1989-2014

Coefficientes de Gini *per capita* e índice de Atkinson



Fuente: Elaboración propia con base en CEPAL 2018.

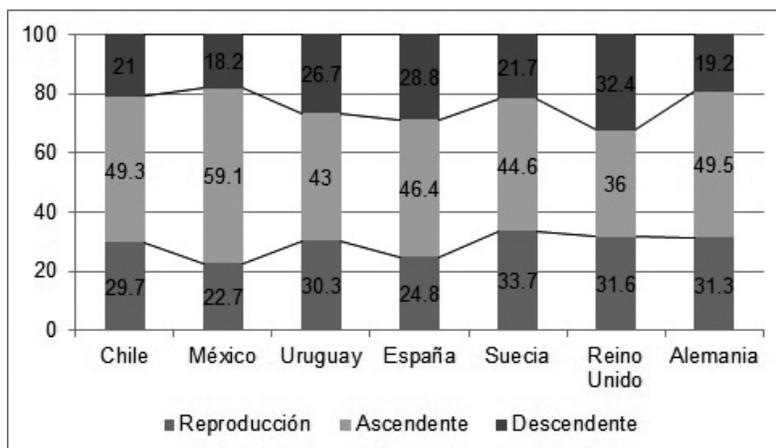
La desigualdad de oportunidades en México, medida a través de las tasas de movilidad social absoluta, experimenta un aumento para quienes comienzan a desarrollar sus trayectorias laborales durante la denominada “década ganada”; esto es, los nacidos en la cohorte de la generación joven (1976-1986), como producto del incremento de la reproducción de clase social, que pasa de 22.7% en la cohorte intermedia a 27% en la joven (gráficos 2 y 3). El aumento de la reproducción de clase social se acompaña de una disminución de la igualdad de oportunidades de ascenso social en la cohorte de la generación joven, que pasa de 59.1% a 53.1%,



y un ligero incremento del descenso social (gráficos 2 y 3). Es importante destacar que las tasas globales de movilidad social absoluta muestran indicios de una tendencia hacia la convergencia entre los países latinoamericanos y europeos, la que se mantiene a través de las cohortes; este efecto ha sido explicado por algunos autores (Solís y Boado, 2016) como el resultado de procesos tardíos de urbanización e industrialización de los países latinoamericanos, respecto de las economías avanzadas europeas cuya industrialización fue más temprana, lo que conlleva que los efectos del cambio sobre las estructuras ocupacionales y sectoriales impulsen también tardíamente los niveles de movilidad social absoluta, y generen un efecto igualador.

Gráfico 2. Movilidad de clase social absoluta en México y selección de países

*Cohorte de nacimiento **intermedia** (1961-1975 en México)
Reproducción y movilidad ascendente y descendente (%)*

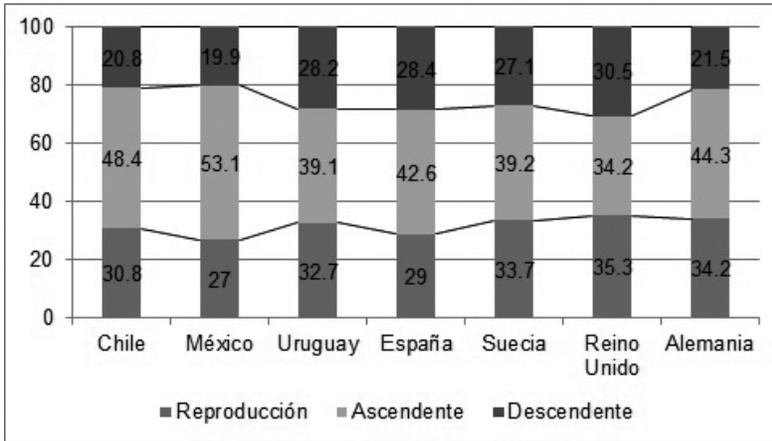


Fuente: Elaboración propia basada en ENES 2009, EMS 2010, ESE 2010 y EMOVI 2011.

Gráfico 3. *Movilidad de clase social absoluta en México y selección de países*

Cohorte de nacimiento generación joven (1976-1986 en México)

Reproducción y movilidad ascendente y descendente (%)



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

Una proporción considerable de los no tan reducidos niveles de movilidad social absoluta observados en la cohorte de la generación joven en México —y países como Chile y Uruguay— se asociarían también a los enclasmientos individuales de ascenso y descenso social “que se compensan mutuamente para dar lugar a una estructura que cambia menos de los que circulan las personas” (Solís y Boado, 2016, p. 95). Esto significa que una buena parte de la movilidad social absoluta observada en la cohorte de la generación joven en México responde a desplazamientos poco significativos; esto es, que ocurren entre clases jerárquicamente equiparables. La constatación de los logros de clase que no suponen un cambio sustantivo de jerarquía o, si se prefiere, la de aquellos cambios de *posición* de clase que no suponen

un cambio en la *condición* de clase, se refrenda tras estimar las tasas de movilidad absoluta no-vertical u horizontal utilizando los datos de las tablas 5A, 6A y 7A (anexo), que para la cohorte de la generación joven en México la tasa de movilidad no-vertical es igual a 28.2%, superior a las de Chile (20.2%) y Uruguay (20.7%) y muy por encima de las advertidas en los países europeos de España (14.5%), Suecia (12.6%), Reino Unido (8%) y Alemania (16.1%).⁸

Dando paso al análisis de las oportunidades netas de movilidad social (movilidad relativa o fluidez social), se emplean tres modelos loglineales para registrar el cambio temporal en los patrones de fluidez social intergeneracional en México, comparándolo con los de una selección de países de Europa y América Latina. En aras de señalar la especificidad mexicana, estos tres modelos permiten la comparación entre países considerando todas las cohortes de nacimiento. Los modelos son: el de independencia condicional, el de fluidez social constante (CnsF) (Erikson y Goldthorpe, 1993), y el de diferencias uniformes (unidiff) (Xie, 1992). El modelo de independencia condicional se emplea como modelo base para la comparación de los otros dos modelos. El modelo CnsF hipotetiza que el patrón de movilidad social se mantiene constante a través del tiempo entre las generaciones. El modelo unidiff trabaja sobre la base del modelo CnsF, y busca registrar dentro del patrón de fluidez social constante las diferencias o variaciones sig-

8. La movilidad no-vertical es aquella que no implica un salto jerárquico, sino desplazamientos transversales entre clases laterales que comparten posiciones similares en términos de recompensas y recursos. Esto conduce, en este análisis, a la definición de macroclases que agrupan clases de jerarquía semejante; de este modo se obtienen: la macroclase 1, compuesta por la clase I-II en los países de ambos 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. Los desplazamientos entre clases aunadas bajo una misma macroclase conforman la denominada movilidad no-vertical. Cuanto más elevado el valor de la tasa de movilidad no-vertical, mayor la proporción de movimientos jerárquicamente no significativos entre clases.

nificativas en los coeficientes de asociación entre orígenes y destinos de clase social cuando se comparan las cohortes de nacimiento.

Por otro lado, se emplea para cada cohorte mexicana por separado, un modelo de cruces o distancias (*crossing model*) (Powers y Xie, 2008) que permite examinar los bloqueos entre clases a través del tiempo específicos para el caso de México. El modelo de distancias parte de la existencia de un orden entre las clases sociales (categorías), e hipotetiza que la probabilidad de que los individuos experimenten movilidad depende de la dificultad de cruzar las barreras que las separan, de forma que los desplazamientos entre clases adyacentes resultarían hipotéticamente más probables que los que suponen vencer múltiples barreras para cruzar un número mayor de clases. Siendo J el número de clases sociales (categorías) que se analizan, este modelo estima $J-1$ parámetros para registrar la dificultad que enfrentan los miembros de una sociedad para cruzar cada una de las barreras que separan las diferentes clases (Hout, 1983) (tabla 3, anexo). En este sentido, y en razón de que el esquema de clase se compone de siete categorías, se estiman seis parámetros de cruce (C1 a C6). La probabilidad de movilidad entre clases no adyacentes se registra mediante la sumatoria de los coeficientes exponenciados que ofrece el modelo para cada una de las barreras entre las clases adyacentes que las separan.

La tabla 2 del anexo resume los resultados de la prueba de bondad de ajuste L2 y de los valores estadísticos de los modelos loglineales para México y la selección de países: Chile, Uruguay, España, Suecia, Reino Unido y Alemania. El análisis permite confirmar la hipótesis de ajuste de los modelos Cnsf y unidiff para el conjunto de países —con recaudos para el caso de México—, con probabilidades asociadas al estadístico L2 estandarizado (Sig. L2(S)) superiores a $\alpha=0.05$ y valores mejorados de los estadísticos

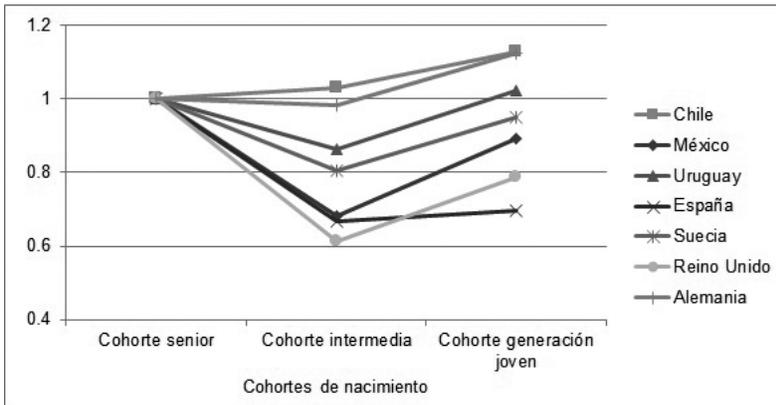


(BIC, pseudo R² e ID) respecto del modelo de independencia condicional (tabla 2A, anexo).⁹

El gráfico 4, muestra resultados de los coeficientes beta (β) del modelo unidiff, asumiendo como base la cohorte *senior* (cohorte=1) e interpretando aquellos valores mayores a 1 como indicativos de menor fluidez social y los menores a 1 como de mayor fluidez. Los resultados informan de un aumento de la fluidez social en México para los nacidos durante la cohorte intermedia y generación joven respecto de los nacidos en la cohorte *senior*, no obstante, el aumento es más débil para la cohorte de la generación joven, lo que sugiere que durante la “década ganada” se experimentó una atenuación de la fluidez social, en comparación con los períodos de “reformas y crisis de las reformas neoliberales” (cohorte intermedia) y respecto del período de desarrollo del modelo ISI y su posterior declive (cohorte *senior*) (gráfico 4).

9. Conviene recordar que en la prueba de hipótesis basada en el estadístico de la bondad de ajuste L2, en contraste con lo que habitualmente ocurre con otras pruebas de hipótesis estadísticas, de lo que se trata es de aceptar la hipótesis nula y no rechazarla, pues afirma la inexistencia de diferencias estadísticamente significativas entre el modelo teórico (frecuencias esperadas) y los datos (frecuencias observadas).

Gráfico 4. Coeficientes beta β del modelo *unidiff* en México y selección de países
Evolución a través de las cohortes de nacimiento



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

El análisis longitudinal, desde la perspectiva comparativa e internacional a través de las cohortes, ofrece evidencia de una intensificación de la rigidez social en Chile y una reducción de la fluidez social en la cohorte de la generación joven, respecto de la cohorte *senior* en Uruguay y en Alemania entre los europeos; en este último también respecto de la intermedia (gráfico 4). México, Suecia y Reino Unido mejoran su patrón de fluidez social en la cohorte de la generación joven respecto de la cohorte *senior*, pero sin alcanzar los niveles máximos de fluidez observados en la cohorte intermedia.

El gráfico 5 presenta resultados que aterrizan el análisis de la fluidez social en el caso mexicano, dejando atrás la perspectiva comparada transnacional para concentrarse en las principales barreras a la movilidad social nacional estimadas a través de un modelo de distancias (*crossing*) para las cohortes intermedia (1961-1975) y generación joven

(1976-1986). Cuando consideramos ambos sexos, hijos e hijas respecto de sus padres varones, el modelo advierte que las personas que provienen de orígenes de clase agraria enfrentan fuertes dificultades para avanzar hacia la clase trabajadora manual de baja calificación (barrera intersectorial), esto tanto para los nacidos en la cohorte intermedia como, aunque se atenúan, para los de la cohorte de la generación joven. Como advierten los datos, tras exponenciar el parámetro C2 en la cohorte de la generación joven, se obtiene que los odds (probabilidades) de avanzar desde un origen *IVC* a un destino *VIIA*, respecto de permanecer en el origen *IVC* —pero también de descender desde un origen *VIIA* hacia un destino *IVC* respecto de permanecer en el origen *VIIA*, porque los intercambios son simétricos—¹⁰ son 0.91 [$e^{(-.093)}$], mientras que en la cohorte intermedia son igual a 0.32 [$e^{(-1.138)}$]. Los odds de alcanzar la clase *VIIA* desde la clase *VIIb* *versus* reproducir la clase de origen en *VIIb*¹¹ son 0.28 [$e^{(-0.930)+(-0.334)}$] para la cohorte joven y 0.21 [$e^{(-0.386)+(-1.138)}$] para la intermedia.

En comparación, las barreras de la “zona de amortiguación” (*buffer zone*), o sector medio de la estructura de clases (C3, C4 y C5), tienden a ser menos pronunciadas en ambas cohortes. Otra barrera que muestra dificultades para ser cruzada, ascendente como descendentemente, es la que separa la clase de servicio *I+II* de los diferentes orígenes de clase (barrera C6), lo que consolida un circuito cerrado poco permeable en la cumbre de la estructura de clases mexicana, reforzado por las mayores dificultades que presenta el cruce C5, que funciona como barrera de contención para el acceso desde las clases intermedias de la *buffer zone* hacia la clase de servicio. Ambas barreras (C2 y C6) se atenúan para la

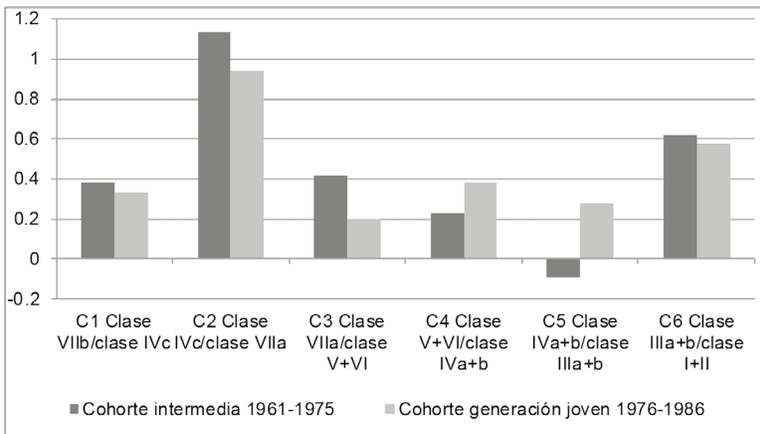
10. Al ser simétricos los parámetros de cruce, registran también la probabilidad de movilidad descendente.

11. Pero también los de descender a la clase *VIIb* desde un origen de clase *VIIA* *versus* reproducir este último, en virtud de que el modelo es simétrico.

generación joven respecto de la cohorte intermedia, esto es, para quienes experimentan trayectorias ocupacionales durante la “década ganada” respecto de quienes lo hacen durante la etapa de reformas promercado y su crisis en los años 90. A pesar de su atenuación, la evidencia demuestra que siguen fuertes y difíciles de vencer (gráfico 5).

Gráfico 5. Coeficientes del modelo de distancias de fluidez social en México

Cambio en la fuerza de las barreras de clase entre las cohortes intermedia y generación joven, ambos sexos



Nota: Coeficientes multiplicados por -1 para facilitar su presentación.
Fuente: Elaboración propia con base en EMOVI 2011.

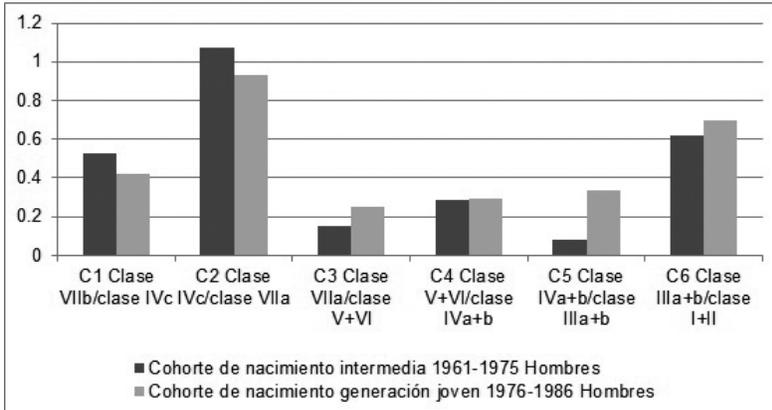
¿Qué ocurre con las barreras de clase entre las cohortes de nacimiento en México cuando diferenciamos por sexo, entre hombres y mujeres? El modelo muestra que, en la cohorte de la generación joven masculina, una de las barreras más difíciles de cruzar, ascendente como descendentemente, es la que separa la clase de asalariados agrícola (VIIb) de la de propietarios agrícolas (IVc). Este hallazgo sugiere que, si bien ambas clases comparten una alta afinidad sectorial,



lo que determina su fuerte separación es la propiedad de la tierra, un recurso cuya transferencia tiende a ser, casi exclusivamente, por vía de herencia entre generaciones; por consiguiente, resulta de muy difícil acceso para los trabajadores asalariados agrícolas (gráfico 6).

No obstante, no se trata de la barrera más fuerte y difícil de vencer. El modelo indica que, en la cohorte de la generación joven de hombres, las barreras intersectoriales que separan las clases manuales agrarias de las manuales no agrarias de alta y baja calificación persisten en su dificultad para ser vencidas (C2 y C2+C3), y aumenta ligeramente la de acceso a la clase trabajadora manual calificada (C3) respecto de la cohorte intermedia. En la *buffer zone*, las barreras parecen ser más permeables. El acceso a la clase de servicio I+II, cuando se proviene de padres con una clase social diferente —pero también, el descenso desde el origen de clase I+II hacia el resto de destinos de clase—, resulta muy difícil, lo que habla de un recinto cerrado en la cumbre de la estructura que podría caracterizarse por una elevada reproducción (gráfico 6), recinto que se blindo y se hace aún menos permeable hacia la cohorte de la generación joven.

Gráfico 6. Coeficientes del modelo de distancias
de fluidez social en México
Cambio en la fuerza de las barreras de clase entre
las cohortes intermedia y generación joven en hombres



Nota: Coeficientes multiplicados por -1 para facilitar su presentación.
Fuente: Elaboración propia con base en EMOVI 2011.

En cuanto a la población femenina, el modelo muestra parámetros de cruce de clase en la base de la estructura que hablan de menores dificultades respecto de la población masculina. En el caso del cruce entre las clases viib y ivc (C1), se intensifica significativamente la dificultad para experimentarlo, mientras que el que separa las clases ivc y viia (C2) se atenúa hacia la cohorte de la generación joven de mujeres, un patrón altamente diferenciado del advertido para los hombres. Este hallazgo podría estar vinculado al incremento experimentado en las tasas de participación económica femenina de fines del siglo xx e inicio del XXI, asociado a una mayor permeabilidad en el cruce intersectorial, por mayores oportunidades de moverse hacia ocupaciones urbanas en los sectores no primarios de la economía, como alternativa a los desplazamientos entre ocupaciones agrarias dentro del sector primario y rural.



Por otra parte, disminuyen las dificultades para cruzar la barrera que separa a la clase I+II de la clase IIIa+b (C6) de la cohorte de la generación joven respecto de las de la cohorte intermedia, en contraste con lo observado para las mismas cohortes de la población masculina. Esto informa de un proceso de desrigidización en la cumbre de la estructura, sea para los flujos netos de movilidad de ascenso, sea para los de descenso; esto es, un menor cierre social en la cumbre de la estructura en la cohorte joven respecto de la intermedia, y en la población femenina respecto de la masculina.

En el caso de la población femenina, los odds de ascender hacia la clase I+II *versus* mantener la posición de origen en las otras clases (VIIb, IVc, VIIa, V+VI, IVa+b, IIIa+b) y los de descender de la clase I+II hacia las restantes clases *versus* reproducir la clase I+II, son 0.13 [$e^{(-0.486)+(-0.405)+(-0.085)+(-0.476)+(-0.144)+(-0.424)}$] para la cohorte de la generación joven, y 0.53 [$e^{(0.970)+(-1.189)+(0.153)+(-0.245)+(0.334)+(-0.653)}$] para la intermedia.¹² En contraste, para los hombres son 0.05 [$e^{(-0.418)+(-0.934)+(-0.251)+(-0.296)+(-0.338)+(-0.696)}$] para la cohorte joven, y 0.06 [$e^{(-0.53)+(-1.074)+(-0.149)+(-0.285)+(-0.079)+(-0.616)}$] para la intermedia. Se trata de un trayecto de fluidez social de larga distancia entre las clases ubicadas en los extremos de la estructura social, difícil de experimentar en razón de las múltiples barreras jerárquicas y sectoriales que debe vencer el individuo, tanto en su recorrido ascendente como en el descendente; no obstante, se advierte que la población femenina de la cohorte joven cuenta con mayores oportunidades para experimentarlo (odds=0.13) que la masculina de la misma cohorte (odds=0.05), al tiempo que la ganancia intercohortes en términos de oportunidades también fue mayor para las mujeres respecto de los hombres (probabilidades que pasan de 0.13 a 0.53 y de 0.05 a 0.06, respectivamente).

12. Para las cohortes de la generación joven de las mujeres y los hombres, cuando el cruce supone vencer más de una barrera de clase, los odds se obtienen de la sumatoria de los parámetros exponenciados del modelo.

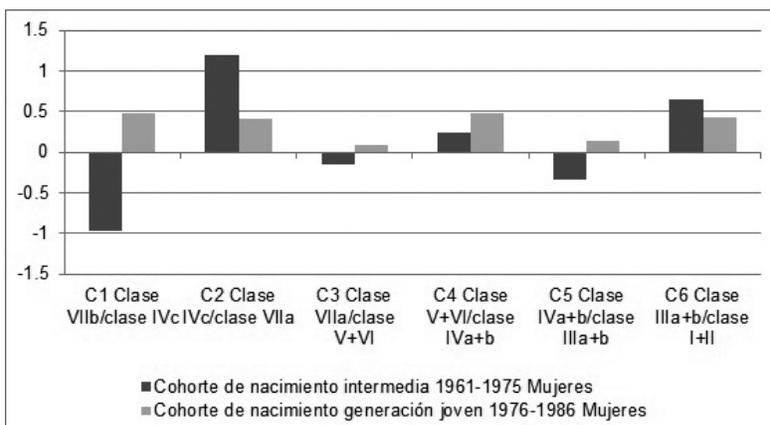
En suma, las mujeres nacidas entre 1961 y 1975 enfrentaron fuertes barreras para el cruce intersectorial hacia destinos de clases manuales cuando provenían de orígenes de clase agraria, y en menor medida para los cruces que separan la clase de servicio (I+II) del resto de las clases de la estructura (gráfico 7). Las mujeres de la generación joven, nacidas entre 1976 y 1986, experimentan un debilitamiento significativo de las barreras del cruce sectorial desde las clases agrarias hacia a las manuales, no así en la población masculina, además de la mayor fluidez hacia y desde la cumbre de la estructura (clase I+II), nuevamente en contraste con lo observado en los varones (gráficos 6 y 7), donde el cruce C5 no opera como “muro de contención” que frena el acceso hacia, y la caída desde, la clase de servicio (I+II).

En las mujeres de la cohorte de la generación joven, las mayores oportunidades de movilidad se explican por la atenuación significativa de las fronteras de clase entre trabajadores independientes agrarios (IVc) y manuales de baja calificación no agrarios (VIIa) (C2) (barrera intersectorial) y la que separa a los trabajadores no manuales de rutina (IIIa+b) y la clase de servicio (I+II) (C6), al tiempo que las dificultades para franquear el resto de las barreras de la zona intermedia (C3, C4 y C5) muestran ser más bajas que en la misma cohorte de población masculina. Es probable que este patrón, que se diferencia del observado en la misma cohorte para la población masculina, se asocie con las pautas de segregación por género existentes en el mercado laboral, que conducen a que en las mujeres prevalezca una mayor inserción y concentración en las ocupaciones no manuales y a una ampliación de la actividad económica femenina en el sector servicios y manufacturero, que eventualmente satisface su demanda absorbiendo fuerza laboral de otros sectores como el primario.¹³

13. Hay que tomar con cautela la interpretación de los coeficientes del “modelo de cruces” para la población femenina, en virtud de que se obtuvieron índices



Gráfico 7. Coeficientes del modelo de distancias de fluidez social en México
Cambio en la fuerza de las barreras de clase entre las cohortes intermedia y generación joven en mujeres



Nota: Coeficientes multiplicados por -1 para facilitar su presentación.
Fuente: Elaboración propia con base en EMOVI 2011.

Conclusiones

A modo de síntesis, se concluye:

1. La desigualdad distributiva del ingreso se reduce durante la “década ganada” (2000-2014) respecto de la “década perdida” (años 1980) y la de “reformas y crisis de las reformas neoliberales” (años 1990) en México; en contraste, la tasa global de movilidad

de disimilaridad del modelo muy altos (tabla 10, anexo). Propongo dos caminos para un futuro análisis: colapsar la categorías de las clases viib y ivc, para contar con mayores casos para las mujeres en una única clase agraria (viib+ivc), lo que mejoraría el índice y los resultados globales, y desarrollar un análisis basado en el modelo de Núcleo de la Fluidez Social (*core model*) de Erikson y Goldthorpe (1993), por sexo, lo que permitirá registrar los efectos de la herencia (tres efectos) y de las fronteras jerarquizadas (dos efectos) en un análisis similar al del *crossing model*, pero ahora basado en un modelo topológico, además de informar sobre los efectos del sector de actividad (un efecto) y los de afinidad positiva y negativa entre clases (dos efectos).

- social absoluta se reduce ligeramente (4.3 puntos porcentuales), variación advertida en la comparación entre cohorte intermedia y generación joven. Este cambio se acompaña de una reducción de la tasa de movilidad social ascendente y un aumento de la descendente en México.
2. Las tasas globales de movilidad social absoluta en México y los países de América Latina seleccionados mantienen su proximidad con las tasas europeas (países seleccionados) durante el período de la “década ganada”, lo que replica la proximidad evidenciada durante el período de “reformas neoliberales y crisis de estas”, continuidad advertida en comparación transnacional entre cohorte intermedia y cohorte de la generación joven.
 3. El modelo unidiff informa de un aumento de la fluidez social en México durante la “década ganada” (generación joven) y la de “reformas y crisis de las reformas neoliberales” (cohorte intermedia), respecto de la etapa de crisis y ocaso del modelo ISI (cohorte *senior*), patrón que no es compartido por Chile ni Uruguay, aunque sí por algunas sociedades europeas (Suecia y Reino Unido) para sus respectivas etapas (“edad de bronce” y “edad de plata” respecto de la “edad dorada” del capitalismo de bienestar europeo).
 4. Sobre la base del modelo de distancias, se corroboran las bajas probabilidades y fuertes dificultades para vencer la barrera intersectorial entre clases agrarias y clases manuales en el análisis cuando no se distingue por sexo, patrón que, si bien se atenúa hacia la cohorte de la generación joven, sigue siendo fuerte. Asimismo, el acceso a la clase de la cumbre de la estructura (I+II) persiste entre las cohortes y generaciones como poco probable.



5. Para la cohorte de la generación joven de las mujeres, en contraste con la de los hombres, durante la “década ganada”, se observa una ampliación significativa de las oportunidades de vencer la barrera intersectorial que separa las clases trabajadoras independientes agrarias de las manuales no agrarias de baja calificación, así como las de experimentar recorridos de larga distancia (ascendentes y descendentes) entre las clases extremas (base y cumbre) de la estructura de clase.
6. De igual forma, disminuye la fuerza del cierre social en la cumbre de la estructura, y se hace más permeable la barrera que separa la clase de servicio de la clase de trabajadores no manuales de rutina en la cohorte de la generación joven de mujeres, en contraste con lo observado para la misma cohorte en los hombres.
7. La barrera que separa las actividades manuales de las no manuales es significativamente más fuerte para ambas cohortes (intermedia y generación joven) en el grupo de los hombres que en el de las mujeres, patrón que estaría asociado a las pautas de segregación ocupacional por género que prevalecen en el mercado de trabajo en México. ☹

Bibliografía

- Barba, C. (2018). Liberalismo y universalismo en tensión: 25 años de reformas sociales en los regímenes de bienestar de América Latina. En Carmen Midaglia, Gerardo Ordóñez y Enrique Valencia (Coord.). *Políticas sociales en América Latina: Innovaciones, inercias y retrocesos en el siglo XXI*, pp. 75-108. Buenos Aires/Tijuana: CLACSO/El Colegio de la Frontera Norte.
- y Valencia, E. (2013). La transición del régimen de bienestar mexicano: entre el dualismo y las reformas

- liberales. *Revista Uruguaya de Ciencia Política*, 2(22), 47-76.b
- Boado, M. (2011). Re-revisión de análisis de tablas e introducción a modelos loglineales. Montevideo: Universidad de la República (mimeo).
- Cecchini, S. y Martínez, R. (2011). *Protección social inclusiva en América Latina: Una mirada integral, un enfoque de derechos*. Santiago de Chile: CEPAL.
- CEPAL (2012). *Panorama social de América Latina 2012*. Santiago de Chile: 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
- Cohen, E., R. Franco y P. Villatoro (2006). México: El programa de desarrollo humano “Oportunidades”. En Ernesto Cohen y Rolando Franco (Coord.). *Transferencias con corresponsabilidad. Una mirada latinoamericana*, pp. 85-136. México DF: FLACSO/SEDESOL/FCE.
- 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.

Bibliografía



Bibliografía

- 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. Disponible en: [HTTPS://ddd.uab.cat/pub/reccdoc/2012/88747/ADEAnalisisMovilidadSocial_a2013.pdf](https://ddd.uab.cat/pub/reccdoc/2012/88747/ADEAnalisisMovilidadSocial_a2013.pdf).
- Filgueira, C. (2001). La actualidad de viejas temáticas: sobre los estudios de clase, estratificación y movilidad social en América Latina. CEPAL, Serie Políticas Sociales, (51). Disponible en: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/6008-la-actualidad-viejas-tematicas-estudios-clase-estratificacion-movilidad-social>
- 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*, 22(2), 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. *Estado y Políticas Públicas*, (2), 20-66.
- Glass, D.V. (1949). *Social Mobility in Britain*. London: Routledge.
- Hout, M. (1983). *Mobility Tables*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Iveson, M. y Deary, I. (2017). Intergenerational Social Mobility and Subjective Wellbeing in Later Life. *Social Science & Medicine*, (188), 11-20. Disponible en: doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.06.038
- Levy, S. y Rodríguez, E. (2005). *Sin herencia de pobreza. El programa Progresos-Oportunidades de México*. Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Martínez Celorrio, X. (2017). Políticas distributivas, movilidad social y desafíos para el trabajo decente en América Latina. En AA.VV, *Visions d'Amèrica Llatina. Economia i treball en l'Agenda Post 2015*, pp. 34-65. Tarragona: URV/ UdL/UPF/UdG.

Bibliografía

- Midaglia, C., Ordóñez, G. y E. Valencia (2018). Transformaciones económicas y reformas sociales en Latinoamérica en las primeras dos décadas del siglo XXI. En Carmen Midaglia, Gerardo Ordóñez y Enrique Valencia (Coord.). *Políticas sociales en América Latina: Innovaciones, inercias y retrocesos en el siglo XXI*, pp. 11-30. Buenos Aires/Tijuana: CLACSO/El Colegio de México.
- Moreno, L. (2012). *La Europa asocial ¿camino hacia un individualismo posesivo?* Barcelona: Península.
- Powers, D. y Xie, Y. (2008). *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. Bingley, UK: Emerald.
- Solís, P. y M. Boado (Coord.) (2016). *Y sin embargo se mueve: estratificación y movilidad intergeneracional de clase en América Latina*. Ciudad de México: El Colegio de México/CEEY.
- Taylor-Gooby, P. (2002). The Silver Age of Welfare State: Perspective on Resilience. *Journal of Social Policy*, 31(4), 597-621. Disponible en: doi.org/10.1017/S0047279402006785.
- Torche, F. (2007). Movilidad intergeneracional y cohesión social: Análisis comparado de Chile y México. Documento preparado para el Proyecto Nascal, octubre, Cieplan-IFHC.
- 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*, (42), 5-64. Disponible en: doi.org/10.2307/3323052.
- Xie, Y. (1992). The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables. *American Journal of Sociology*, 57, 380-95. Disponible en: doi.org/10.2307/2096242.
- Yaschine, I. (2015). *¿Oportunidades? Política social y movilidad intergeneracional en México*. México: 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>antigua</i> (1947-1960)
	Cohorte <i>intermedia</i> (1961-1975)
	Cohorte generación <i>joven</i> (1976-1986)
Chile y Uruguay	Cohorte <i>antigua</i> (1930-1950)
	Cohorte <i>intermedia</i> (1951-1975)
	Cohorte generación <i>joven</i> (1976-1986)
España, Suecia, Reino Unido y Alemania	Cohorte <i>antigua</i> (1935-1950)
	Cohorte <i>intermedia</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)

<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>Períodos de las trayectorias ocupacionales (con 25 años de edad)</i>	<i>Etapas del régimen de bienestar social, modelos de crecimiento y políticas económicas</i>
Senior 1947-1960 (México) 1935-1950 (España, Suecia, Reino Unido y Alemania) 1930-1950 (Chile y Uruguay)	1972-1985 (México) 1960-1975 (países europeos) 1955-1975 (Chile y Uruguay)	1940-1985 México y América Latina Etapas de constitución de los regímenes de bienestar social latinoamericanos, desarrollo y fase expansiva del modelo de Industrialización por Sustitución de Importaciones (ISI). Política económica mexicana de intervención selectiva, “reformismo industrializador” y desarrollo estabilizador (prioridad al objetivo de crecimiento industrializador con estabilidad de precios). Posterior declive y ocaso del modelo ISI, crisis de la deuda (1982) y recesión económica. 1945-1975 Países europeos “Edad de oro” de los regímenes de bienestar europeos. Máximo esplendor del capitalismo de bienestar en Europa.



<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>Períodos de las trayectorias ocupacionales (con 25 años de edad)</i>	<i>Etapas del régimen de bienestar social, modelos de crecimiento y políticas económicas</i>
Intermedia 1961-1975 (México) 1951-1975 (Chile y Uruguay en América Latina y España, Suecia, Reino Unido y Alemania en Europa)	1986-2000 (México) 1976-2000 (países europeos, Chile y Uruguay)	1976/86-2000 México y América Latina Fase de agudizamiento de la desigualdad distributiva de la “década perdida”. Segunda generación reformas neoliberales. Crisis económica de 1994. Consenso de Washington e intensificación de sus recomendaciones en los años 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. 1976-2000 Países europeos 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 1973-78 e inestabilidad económica, recortes, limitaciones y mercantilización de la provisión de bienes y servicios de bienestar social.

Patrones de fluidez y barreras de clases social en México:
Análisis de la desigualdad que afecta a la generación joven

<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>Períodos de las trayectorias ocupacionales (con 25 años de edad)</i>	<i>Etapas del régimen de bienestar social, modelos de crecimiento y políticas económicas</i>
Generación joven 1976-1986	2001-2011 (países europeos, Chile, México y Uruguay)	<p>2001-2014 México y América Latina</p> <p>“Década ganada” y estabilidad democrática con numerosos gobiernos con programas progresista (“giro a la izquierda”) como respuesta a la crisis de incorporación política y social de la modernización conservadora. En México, resistencia conservadora y continuidad a las políticas económicas y reformas sociales neoliberales pos-Consenso de Washington. Ampliación de las tasas de participación económica femenina.</p> <p>Disminución de la pobreza y la desigualdad. Aumento de la recaudación impositiva y aumento del gasto social.</p> <p>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 Oportunidades en México.</p> <p>2001-2014 Países europeos</p> <p>Agudizamiento de los patrones que rigen en la etapa anterior.</p> <p>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 basada en Esping-Andersen, 1999; Moreno, 2012; Filgueira, 2013; Barba, 2018; Barba y Valencia, 2013.



Tabla 1A. Especificación de los modelos loglineales empleados

Modelo	Expresión	Parámetros	gl
1 Saturado [O D]	$\text{Ln } F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{OD} + \lambda_{ik}^{OC} + \lambda_{jk}^{DC} + \lambda_{ijk}^{ODC}$	147	0
2 Indep. cond. [O C] [D C]	$\text{Ln } F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^C + \lambda_{ik}^{OC} + \lambda_{jk}^{DC}$	39	108
3 Fluidez constante [O D] [O C] [D C]	$\text{Ln } F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{OD} + \lambda_{ik}^{OC} + \lambda_{jk}^{DC}$	75	72
4 Unidiff	$\text{Ln } F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{OC} + \lambda_{ik}^{DC} + \beta_k X_{ij}$	77	70
5 Distancias c/ diagonal*	$\text{Ln } F_{ij} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + V_{ij}^{OD}$	19	30

Nota: O (origen de clase), D (destino de clase), C (cohorte de nacimiento), Ln Fij (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*), V_{ij}^{OD} (set de coeficientes de distancia), gl (grados de libertad). *Son menos los grados de libertad (gl) y parámetros en razón de que el modelo de distancias se aplica a dos tablas de movilidad social (7x7) sin capas. Para el caso de Uruguay, los grados de libertad de los modelos se reducen, en la medida que se excluyeron las clases agrarias (IVC y VIIB).

Fuente: Elaboración propia.

*Tabla 2A. Modelos log-lineales de movilidad de clase social (origen, destino y cohorte)
Prueba de bondad de ajuste (G2) y estadísticos para México y selección de países*

Modelos loglineales		G ²	gl	Sig.	BIC	Seudo R ²	Índice de Disimilitud	Sig. G ² (B)
Chile	Origen, Destino y Cohorte	0.000	0	1.000	0.00	100	0.00	1.000
	Saturado [O D C]	948.013	108	0.000	114.35	0.0%	20.6%	0.000
	Indep. condicional [O C] [D C]	134.803	72	0.000	-420.97	85.5%	8.5%	0.319
	Unidiff	133.800	70	0.000	-406.54	85.9%	6.6%	0.315
México	Origen, Destino y Cohorte	0.000	0	1.000	0.00	100	0.00	1.000
	Saturado [O D C]	1789.543	108	0.000	859.53	0.0%	18.6%	0.000
	Indep. condicional [O C] [D C]	312.388	72	0.000	-307.82	82.5%	7.4%	0.000
	Unidiff	288.700	70	0.000	-314.09	83.8%	7.0%	0.000
Uruguay	Origen, Destino y Cohorte	0.000	0	1.000	0.00	100	0.00	1.000
	Saturado [O D C]	321.149	48	0.000	-59.55	0.0%	18.6%	0.000
	Indep. condicional [O C] [D C]	27.212	32	0.708	-226.59	91.5%	4.4%	0.474
	Unidiff	25.700	30	0.690	-212.24	92.0%	4.1%	0.472
España	Origen, Destino y Cohorte	0.000	0	1.000	0.00	100	0.000	1.000
	Saturado [O D C]	314.609	108	0.000	-480.51	0.0%	18.0%	0.000
	Indep. condicional [O C] [D C]	66.419	72	0.663	-450.33	78.9%	6.7%	0.518
	Unidiff	60.400	70	0.790	-441.99	80.8%	6.4%	0.548
Suecia	Origen, Destino y Cohorte	0.000	0	1.000	0.00	100	0.000	1.000
	Saturado [O D C]	219.880	108	0.000	-542.02	0.0%	15.0%	0.000
	Indep. condicional [O C] [D C]	72.806	72	0.451	-435.73	66.9%	6.9%	0.468
	Unidiff	71.700	70	0.420	-422.71	67.4%	6.9%	0.456
Reino Unido	Origen, Destino y Cohorte	0.000	0	1.000	0.00	100	0.000	1.000
	Saturado [O D C]	192.989	108	0.000	-610.23	0.0%	11.0%	0.000
	Indep. condicional [O C] [D C]	53.894	72	0.945	-481.58	72.1%	4.5%	0.700
	Unidiff	48.200	70	0.980	-472.40	75.0%	4.7%	0.744
Alemania	Origen, Destino y Cohorte	0.000	0	1.000	0.00	100	0.000	1.000
	Saturado [O D C]	514.654	108	0.000	-313.45	0.0%	16.0%	0.000
	Indep. condicional [O C] [D C]	64.742	72	0.716	-487.33	87.4%	4.4%	0.550
	Unidiff	64.000	70	0.680	-472.73	87.6%	4.4%	0.538

Fuente: Elaboración propia basada en ENES 2009, EMS 2010, ESE 2010 y eMOVI 2011.

Tabla 3A. Parámetros a estimar en el modelo de distancias

Origen de Clase	Destino de clase						
	VIIb	IVc	VIIa	V+VI	IVa+b	IIIa+b	I+II
VIIb	ξ1	v1	v1v2	v1v2v3	v1v2v3v4	v1v2v3v4v5	v1v2v3v4v5v6
IVc	v1	ξ2	v2	v2v3	v2v3v4	v2v3v4v5	v2v3v4v5v6
VIIa	v1v2	v2	ξ3	v3	v3v4	v3v4v5	V3v4v5v6
V+VI	v1v2v3	v2v3	v3	ξ4	v4	v4v5	v4v5v6
IVa+b	v1v2v3v4	v2v3v4	v3v4	v4	ξ5	v5	v5v6
IIIa+b	v1v2v3v4v5	v2v3v4v5	v3v4v5	v4v5	v5	ξ6	v6
I+II	v1v2v3v4v5v6	v2v3v4v5v6	v3v4v5v6	v4v5v6	v5v6	v6	ξ7

Fuente: Elaboración propia.



Tabla 4A. Coeficientes y errores estándar en el modelo de distancias en las cohortes intermedia y generación joven en México

AMBOS SEXOS

Cohorte de nacimiento intermedia 1961-1975			
	Coeficiente	Error estándar	
C1 Clase VIIb/clase IVc	-0.386	(0.102)	
C2 Clase IVc/clase VIIa	-1.138	(0.102)	
C3 Clase VIIa/clase V+VI	-0.420	(0.054)	
C4 Clase V+VI/clase IVa+b	-0.228	(0.058)	
C5 Clase IVa+b/clase IIIa+b	0.088	(0.079)	
C6 Clase IIIa+b/clase I+II	-0.623	(0.107)	
Constante	3.932	(0.140)	

Cohorte de nacimiento generación joven 1976-1986			
	Coeficiente	Error estándar	
C1 Clase VIIb/clase IVc	-0.334	(0.106)	
C2 Clase IVc/clase VIIa	-0.937	(0.097)	
C3 Clase VIIa/clase V+VI	-0.199	(0.060)	
C4 Clase V+VI/clase IVa+b	-0.382	(0.061)	
C5 Clase IVa+b/clase IIIa+b	-0.277	(0.074)	
C6 Clase IIIa+b/clase I+II	-0.579	(0.085)	
Constante	3.951	(0.139)	

Nota: Todos los parámetros son significativos al nivel .001.

Fuente: Elaboración propia con base en EMOVI 2011.

*Tabla 5A. Tabla de movilidad de clase social en México
Cohorte **senior** (1947-1960)*

Clase social de origen		Clase social de destino						Total	
		I-II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc		VIIb
Clase social de origen	II	37	5	2	8	7	0	6	65
	IIIa+b	18	1	6	1	5	0	0	31
	IVa+b	60	13	62	18	40	1	1	195
	V+VI	8	22	18	12	19	0	0	79
	VIIa	25	50	48	36	159	2	1	321
	IVc	29	14	67	17	85	86	15	313
VIIb	3	13	22	15	39	15	32	139	
Total		180	118	225	107	354	104	55	1143

Fuente: Elaboración propia basada en EMOVI 2011.

Tabla 6ª. Tabla de movilidad de clase social en México
Cohorte intermedia (1961-1975)

		Clase social de destino							Total
		I-II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
Clase social de origen	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 basado en EMOVI 2011.

Tabla 7A. Tala de movilidad de clase social en México
Cohorte generación joven (1976-1986)

		Clase social de destino							Total
		I-II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
Clase social de origen	I-II	97	57	18	14	5	0	0	191
	IIIa+b	21	75	14	9	36	0	2	157
	IVa+b	115	152	88	52	100	0	2	509
	V+VI	21	73	22	69	60	2	15	262
	VIIa	89	130	72	97	189	4	20	601
	IVc	45	42	44	35	94	43	42	345
	VIIb	10	24	16	10	94	3	52	209
Total		398	653	274	286	578	52	133	2274

Fuente: Elaboración propia basado en EMOVI 2011.



Tabla 8A. Coeficientes y errores estándar en el modelo de distancias en las cohortes intermedia y generación joven en México
Hombres

Cohorte de nacimiento intermedia 1961-1975 Hombres		
	Coeficiente	Error estándar
C1 Clase VIIb/clase IVc	-0.53	(0.115)
C2 Clase IVc/clase VIIa	-1.074	(0.109)
C3 Clase VIIa/clase V+VI	-0.149	(0.067)
C4 Clase V+VI/clase IVa+b	-0.285	(0.071)
C5 Clase IVa+b/clase IIIa+b	-0.079	(0.108)
C6 Clase IIIa+b/clase I+II	-0.616	(0.156)
Constante	3.912	(0.141)

Cohorte de nacimiento generación joven 1976-1986 Hombres		
	Coeficiente	Error estándar
C1 Clase VIIb/clase IVc	-0.418	(0.117)
C2 Clase IVc/clase VIIa	-0.934	(0.104)
C3 Clase VIIa/clase V+VI	-0.251	(0.071)
C4 Clase V+VI/clase IVa+b	-0.296	(0.076)
C5 Clase IVa+b/clase IIIa+b	-0.338	(0.104)
C6 Clase IIIa+b/clase I+II	-0.696	(0.121)
Constante	3.85	(0.146)

Nota: Todos los parámetros son significativos en el nivel .001.

Fuente: Elaboración propia basado en EMOVI 2011.

*Tabla 9ª. Coeficientes y errores estándar en el modelo de distancias
en las cohortes intermedia y generación joven en México
Mujeres*

Cohorte de nacimiento intermedia 1961-1975 Mujeres		
	Coeficiente	Error estándar
C1 Clase VIIIb/clase IVc	0.97	(0.517)
C2 Clase IVc/clase VIIa	-1.189	(0.223)
C3 Clase VIIa/clase V+VI	0.153	(0.092)
C4 Clase V+VI/clase IVa+b	-0.245	(0.102)
C5 Clase IVa+b/clase IIIa+b	0.334	(0.117)
C6 Clase IIIa+b/clase I+II	-0.653	(0.151)
Constante	1.29E-10	(1.000)

Cohorte de nacimiento generación joven 1976-1986 Mujeres		
	Coeficiente	Error estándar
C1 Clase VIIIb/clase IVc	-0.486	(0.344)
C2 Clase IVc/clase VIIa	-0.405	(0.267)
C3 Clase VIIa/clase V+VI	-0.085	(0.113)
C4 Clase V+VI/clase IVa+b	-0.476	(0.115)
C5 Clase IVa+b/clase IIIa+b	-0.144	(0.108)
C6 Clase IIIa+b/clase I+II	-0.424	(0.123)
Constante	1.609	(0.447)

Nota: Todos los parámetros son significativos en el nivel .001.
Fuente: Elaboración propia basada en EMOVI 2011.

*Tabla 10. Prueba de bondad de ajuste (G^2) según
cohorte de nacimiento y sexo en México*

Modelo de cruces	G^2	gl	ID
Modelo de cruces cohorte intermedia ambos sexos	165.468	30	7.91
Modelo de cruces generación joven ambos sexos	178.519	30	9.78
Modelo de cruces cohorte intermedia hombre	140.968	30	9.33
Modelo de cruces generación joven hombre	101.576	30	10.11
Modelo de cruces cohorte intermedia mujer	155.793	30	13.82
Modelo de cruces generación joven mujer	175.088	30	15.10

Fuente: Elaboración propia basada en EMOVI 2011.