

Movilidad intergeneracional de la educación en México: un análisis de cohortes filiales y sexo*

Gaston Yalonetzky**

Resumen

Empleando la encuesta ESRU-EMOVI 2011, este trabajo documenta tendencias en la movilidad intergeneracional de la educación en México. Los hallazgos principales son: (1) una reducción entre las cohortes más jóvenes de las diferencias entre las matrices de transición masculinas (padre-hijo) y femeninas (madre-hija); y (2) un aumento monotónico en los tres significados de movilidad intergeneracional identificados por van de Gaer et al. (2001) (es decir, movilidad como movimiento, como igualdad de oportunidades, y como igualdad de chances en la vida), común a las matrices masculinas y femeninas, cuando pasamos de cohortes mayores a más jóvenes.

JEL codes: J62, O15

Palabras clave: movilidad intergeneracional, matrices de transición, México.

* Este artículo fue publicado bajo el mismo título como Capítulo V en: Vélez Grajales R., J.E. Huerta Wong y R. M Campos Vázquez (Eds). 2015. *México ¿El motor inmóvil?* (pp. 249-297). Se agradece la autorización del autor y del Centro de Estudios Espinosa Yglesias para que el artículo pueda ser reproducido en *SobreMéxico. Temas de Economía* y así coadyuvar a la diseminación de metodologías útiles para la investigación aplicada sobre temas de movilidad social.

** Profesor-Investigador, University of Leeds e Investigador asociado de OPHI. email: G. Yalonetzky@leeds.ac.uk

1. Introducción

Los estudios recientes de movilidad social en varias dimensiones (ingreso, educación, ocupación, etc.) revelan que la sociedad mexicana permanece aún “altamente estratificada”, a pesar de los aumentos absolutos en los indicadores del bienestar.¹ En otras palabras, el origen socioeconómico todavía determina de manera importante el bienestar individual, y para las personas cuyo origen socioeconómico es desventajoso, “las posibilidades de movilidad ascendente son limitadas”.²

El presente trabajo se concentra en la movilidad intergeneracional de la educación en México. A pesar de su relevancia como uno de los países más grandes de la región, México no pudo ser incluido en el grupo de países latinoamericanos considerado para el estudio de movilidad intergeneracional educativa a nivel mundial de Hertz, et al.³ Dicho estudio computó correlaciones de años de educación entre padres (promedio de padre y madre) e hijos para más de cincuenta países. Para entonces, se presume, no estaba aún disponible la primera Encuesta ESRU de movilidad social en México 2006 (EMOVI-2006). Al emplear distintos métodos estadísticos, dos estudios de movilidad educativa con base en la EMOVI-2006, de Hoyos, et al.,

y Torche, concluyeron que esta movilidad había aumentado entre las cohortes más jóvenes de mexicanos varones, pero que la cohorte más joven revertía parcialmente aquella tendencia pro-movilidad.⁴ Estudios previos como el de Binder y Woodruff, basados en otras fuentes de datos, apuntaban a una conclusión similar, a pesar de que la definición de cohortes entre los tres estudios no coincidía del todo.⁵

Al día de hoy y gracias a la Encuesta ESRU de movilidad social en México 2011 (EMOVI-2011) del Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY), es posible monitorear y analizar los determinantes de la movilidad intergeneracional en México con una riqueza de datos posiblemente no disponible en la mayoría de los países originalmente incluidos en el estudio de Hertz, et al.⁶ Se cuenta, además, con nueva evidencia para corroborar la existencia de la mencionada tendencia de movilidad educativa previamente documentada para México.

El presente documento aprovecha los datos de la EMOVI-2011 para analizar, como primer propósito, si existen diferencias en los regímenes de movilidad interge-

1 R. Vélez-Grajales, et al., “El concepto de movilidad social: dimensiones, medidas y estudios en México”, en R. Campos-Vázquez, et al. (eds.) *Movilidad social en México. Constantes de la desigualdad*, México, Centro de Estudios Espinosa Yglesias, 2012, p. 57.

2 *Ibid.*, p. 60.

3 T. Hertz, et al., “The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and fifty-year Trends”, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 7, núm. 2, 2007, pp. 1-46.

4 R. De Hoyos, et al., “Educación y movilidad social en México”, en J. Serrano y F. Torche (eds.) *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento*, México, Centro de Estudios Espinosa Yglesias, 2010, pp. 71-134; F. Torche, “Cambio y persistencia de la movilidad intergeneracional en México”, en J. Serrano y F. Torche (eds.) *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento*, México, Centro de Estudios Espinosa Yglesias, 2010, pp. 71-134.

5 M. Binder y C. Woodruff, “Inequality and Intergenerational Mobility in Schooling: The Case of Mexico”, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 50, núm. 2, 2002, pp. 249-67.

6 T. Hertz, et al., *op. cit.*

neracional educativa entre los sexos, es decir padre-hijo *versus* madre-hija, y cómo éstas han variado a través de distintas cohortes filiales. Asimismo, se explora la posible presencia de quiebres estructurales en las matrices de transición a lo largo de las distintas cohortes para cada sexo por separado. Este análisis se basa en el cómputo de matrices de transición y busca cuantificar qué tan diferentes son en realidad las probabilidades de alcanzar cada nivel educativo entre ciertos grupos —por ejemplo, hombres y mujeres— cuando éste se condiciona al nivel alcanzado por los padres. La motivación del presente análisis parte de la siguiente premisa: dos matrices de transición pueden producir el mismo valor de un índice de movilidad, aun cuando sus elementos (es decir, las probabilidades condicionadas) sean significativamente distintos. Así pues, el análisis de heterogeneidad permite, por ejemplo, evaluar si a través del tiempo, un par de regímenes de movilidad intergeneracional se asemeja más entre sí, o no. La identificación de diferencias entre matrices se realiza empleando las pruebas de heterogeneidad de Anderson y Goodman,⁷ mientras que la cuantificación de las mismas se vale de los índices de heterogeneidad Pearson-Cramer.

El segundo propósito del trabajo es documentar los cambios en indicadores de movilidad intergeneracional basados en las matrices de transición mexicanas computadas para cada combinación de cohortes. Para este fin, se computan seis índices que capturan distintos significados de movilidad intergeneracional para variables ordinales. Resulta interesante el que un considerable número de estudios recientes de movilidad educativa en México no clarifica el significado concreto de movilidad intergeneracional que capturan sus métodos estadísticos. Sin embargo, la literatura identifica varios significados, cuya equivalencia en aplicaciones empíricas no puede garantizarse *a priori*. De manera puntual, Van de Gaer, *et al.*, identifican tres significados fundamentales de la movilidad intergeneracional: movilidad como movimiento, movilidad como igualdad de oportunidades y movilidad como eualización de chances en la vida.⁸ El primer significado entiende a la movilidad como persistencia intergeneracional de los resultados educativos. El segundo se refiere al grado de (des)igualdad en las distribuciones filiales *acumuladas* de la educación, condicionadas por distintos niveles educati-

vos paternos; a saber, las diferencias entre las “loterías” correspondientes a distintos grupos de hijos, cada uno definido por niveles educativos paternos. Finalmente, el tercer significado es similar al segundo, pero se concentra en las distribuciones de probabilidad condicionadas y no en las acumuladas. En el tercer significado, pues, el orden de las categorías filiales no resulta relevante; *v. g.*, primaria completa es menos deseable que secundaria completa. El tercer significado claramente es más relevante en el caso de variables categóricas, mientras que el segundo lo es para variables ordinales.

De esta manera, el presente trabajo es el primero que contabiliza explícitamente los tres significados de la movilidad intergeneracional de la educación en México. Con el fin de capturar el significado de movilidad como “movimiento”, se emplean los índices de la traza de Shorrocks y el segundo índice de Bartholomew. El significado de movilidad como igualdad de oportunidades se captura con dos índices de la familia propuesta por Yalonetzky.⁹ Finalmente, el significado de movilidad como igualdad de chances en la vida se captura con dos índices de otra familia propuesta también por el autor mismo.¹⁰

En el ámbito empírico, se construyen matrices de transición de niveles educativos para hijos e hijas. Los hijos son conectados con sus padres y las hijas con sus madres. Para ambos grupos se definen cuatro cohortes de edad. En el análisis de heterogeneidad matricial, el principal hallazgo es una reducción en las diferencias entre las matrices de transición masculinas (padre-hijo) y femeninas (madre-hija) entre las cohortes más jóvenes. En el análisis de movilidad intergeneracional, la principal contribución empírica es la identificación de un aumento monótono en los tres significados de movilidad, común a las matrices masculinas y femeninas, al pasar de cohortes más viejas a cohortes más jóvenes. Lo anterior quiere decir que entre los mexicanos y mexicanas más jóvenes, no solamente las probabilidades de replicar los logros educativos paternos se han reducido, sino que además, las “loterías” educativas filiales —es decir las distribuciones de nivel educativo de los hijos— dependen menos de la educación de los padres, en comparación con mexicanos y mexicanas de cohortes mayores. Estos resultados contrastan con los de estudios previos, en cuanto a que no encontramos evidencia de una reducción en la movilidad educativa entre las cohortes más jóvenes.

7 T. Anderson y L. Goodman, “Statistical Inference about Markov Chains”, *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 28, núm. 1, 1957, pp. 89-110.

8 D. Van de Gaer, *et al.*, “Three Meanings of Intergenerational Mobility”, *Economica*, vol. 68, núm. 272, 2001, pp. 519-537.

9 G. Yalonetzky, “Three Meanings of Intergenerational Mobility: A Follow-up”, mimeo, 2012.

10 *Ibid.*

El resto del trabajo prosigue con una sección de notación y metodología en la que, además de introducir las diversas herramientas estadísticas, se analizan las diferencias conceptuales entre los distintos índices de movilidad empleados en la sección empírica. Asimismo se explica la diferencia y la complementariedad entre los índices de movilidad y el análisis de heterogeneidad cuando se emplean matrices de transición. Luego viene una sección de datos en el que se discuten las matrices de transición por cohorte y sexo. Después y en una sección de resultados, se analizan los hallazgos provenientes de las pruebas de homogeneidad y del cómputo de los índices de movilidad. El trabajo finaliza con una sección de conclusiones en la que se enfatiza las diferencias entre los resultados del trabajo y los de estudios previos, además de sugerencias de investigación para el futuro.

2. Notación y metodología¹¹

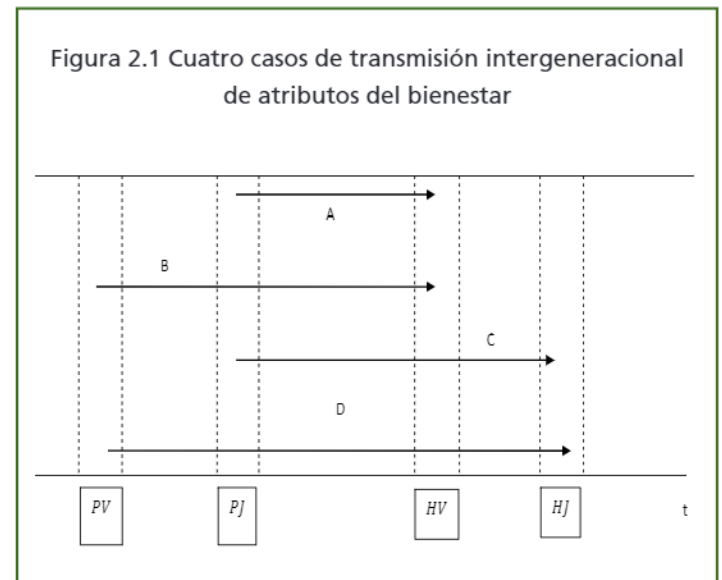
La transmisión de atributos como la educación de padres a hijos, depende de varios factores identificados tanto en la literatura teórica como en la literatura empírica de la movilidad intergeneracional.¹² Algunos de estos factores, como los cambios en la demanda relativa de trabajo calificado, o cambios en la calidad y/o cobertura del sistema educativo, pueden afectar a cohortes enteras de la población cuando están en edad escolar.¹³ De manera similar, el efecto de factores que influyen en la inversión de los hogares en educación puede también operar ampliamente en cohortes de padres. Más aún, la brecha etaria entre padres e hijos podría afectar la inversión en la educación filial a través de un efecto de ciclo de vida.

Todas estas consideraciones justifican controlar por las cohortes filiales y paternas en los análisis de movilidad intergeneracional. Ejemplo de lo anterior son aquéllos que emplean matrices de transición y sus índices respectivos de movilidad, como el de esta investigación.

11 La primera parte de esta sección, hasta la presentación de las pruebas de Anderson y Goodman, inclusive, se basa en el cuarto capítulo de G. Yalonetzky, "Essays on Economic Mobility", tesis doctoral, Universidad de Oxford, 2008.

12 Por ejemplo, veáse G. Becker y N. Tomes, "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, vol. 4, núm.3, 1986, pp. 1-39; O. Galor y J. Zeira, "Income Distribution and Macroeconomics", *The Review of Economic Studies*, vol. 60, núm.1, 1993, pp. 35-52; A. Banerjee y A. Newman, "Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of Political Economy*, vol. 101, núm. 2, 1993, pp. 274-298; T. Piketty, "Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility", en A.B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.) *Handbook of Income Distribution*, Oxford, Elsevier, 1ª ed., vol. 1, 2000, pp. 429-476.

13 E. Duflo, "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*, vol. 91, núm. 4, 2001, pp. 795-813.



Fuente: elaboración propia.

La Figura 2.1 clarifica este punto al mostrar cuatro pares de padres e hijos. El par A se compone por una cohorte joven de padres (PJ) y una cohorte vieja de hijos (HV); el par B comprende una cohorte vieja de padres (PV) y una cohorte vieja de hijos (HV); el C tiene una cohorte joven de padres (PJ) y una cohorte joven de hijos (HJ), y el D está formado por una cohorte vieja de padres (PV) y una cohorte joven de hijos (HJ). Resulta evidente que en una base de datos encontraremos más cohortes de padres e hijos combinados. Pero con aquéllas de la Figura 2.1 es suficiente para introducir la notación y explicar las pruebas de homogeneidad de Anderson y Goodman.¹⁴

Comenzamos por introducir la notación, con la variable para el atributo de bienestar (por ejemplo, educación), medido discretamente en el periodo o cohorte t : $E(t) \in [1, E_{t\text{tope}}] \subset \mathbb{N}_+$. La probabilidad de transición de tener un valor para el hijo de $E(HV) = i$ condicionada a que en el pasado el padre tuvo una educación de $E(PV) = j$ es:

$$p_{ij}^{HV,PV} \equiv \Pr[E(HV) = i | E(PV) = j] = \frac{N_{ij}^{HV,PV}}{N_j^{HV,PV}} \quad (1)$$

Donde $N_{ij}^{HV,PV}$ es el número de pares padre-hijo en la población que pertenecen a las cohortes respectivas PV y HV, tal que $E(HV) = i$ y $E(PV) = j$. $N_j^{HV,PV} \equiv \sum_{i=1}^{E_{t\text{tope}}} N_{ij}^{HV,PV}$ es el número total de padres en la población que perte-

14 T. Anderson y L. Goodman, *op. cit.*

necen a la cohorte PV y para quienes $E(PV) = j$. Definimos también la matriz de transición, $M^{HV,PV}$:

$$M^{HV,PV} \equiv \begin{bmatrix} p_{1|1}^{HV,PV} & \cdots & p_{1|E_{tope}}^{HV,PV} \\ \vdots & p_{i|j}^{HV,PV} & \vdots \\ p_{E_{tope}|1}^{HV,PV} & \cdots & p_{E_{tope}|E_{tope}}^{HV,PV} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Algunos índices recientes de movilidad (los de Silber y Yalonetzky, por ejemplo) emplean distribuciones acumuladas de probabilidad.¹⁵ Como en el presente trabajo usamos uno de estos índices, conviene aquí introducir la notación de probabilidad acumulada: $F_{ij}^{HV,PV} \equiv \sum_{s=1}^i p_{s|j}^{HV,PV}$.

Prueba de homogeneidad de matrices de transición de Anderson y Goodman

La prueba de homogeneidad de Anderson y Goodman considera las siguientes hipótesis:¹⁶ $H_0: M^{HV,PV} = M^{HV,PJ}$ y $H_a: M^{HV,PV} \neq M^{HV,PJ}$. Los autores emplean el estadístico de Pearson para tablas de contingencia, pero lo expresan en términos de probabilidades de una matriz de transición:¹⁷

$$\chi = \sum_{g=1}^G \sum_{j=1}^{E_{tope}} \sum_{i=1}^{E_{tope}} \frac{N_j^g (p_{ij}^g - p_{ij}^*)^2}{p_{ij}^*} \quad (3)$$

Donde g denota a una población, por ejemplo $g = HV, PV$, y G es el número de poblaciones cuyas matrices son comparadas. p_{ij}^* es un elemento típico de la matriz M^* , la cual resulta de combinar todas las poblaciones comparadas; es decir:

$$p_{ij}^* = \frac{\sum_{g=1}^G N_{ij}^g}{\sum_{g=1}^G N_j^g} = \sum_{g=1}^G \frac{N_j^g}{N_j} p_{ij}^g \quad (4)$$

En donde $N_j \equiv \sum_{g=1}^G N_j^g$, representa a toda la población de padres de distintas cohortes cuyo valor de la variable es j . El estadístico (3) tiene una distribución muestra asintótica de chi-cuadrado con $(G - 1)E_{tope}(E_{tope} - 1)$ grados de libertad.¹⁸

15 J. Silber y G. Yalonetzky, "Measuring Inequality in Life Chances with Ordinal Variables", en J. G. Rodríguez (ed.) *Inequality of Opportunity: Theory and Measurement*, (Research on Economic Inequality, Volume 19), u.k., Emerald, 2011, pp. 77-98.

16 T. Anderson y L. Goodman, *op. cit.*

17 Los autores también consideran el estadístico de máxima verosimilitud logarítmica. Ambos son asintóticamente equivalentes.

18 Ante la presencia de $p_{ij}^* = 0$ los sumandos respectivos en (3) deben ser reemplazados por 0. En la literatura se han empleado dos enfoques de inferencia cuando se manifiestan estos ceros: 1) reducir los grados de libertad por cada cero presente. 2) No afectar el número de grados de libertad. En el primer enfoque, seguido por ejemplo por P. Billingsley, "Statistical Methods in Markov Chains", *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 32, núm. 1, 1961, pp. 12-40, se considera que la presencia de ceros comunes en las matrices

Las pruebas de homogeneidad permiten evaluar si existe evidencia en contra de la hipótesis nula de homogeneidad entre dos (o más) matrices de transición. Sin embargo, por su propia naturaleza, los estadísticos empleados en estas pruebas no son útiles para cuantificar la magnitud de las diferencias entre dos (o más) matrices. Por ejemplo, los estadísticos dependen del tamaño muestral, lo cual es necesario en el contexto de pruebas estadísticas. Sin embargo, en el contexto de medidas de heterogeneidad de matrices, la dependencia del tamaño muestral implica que la heterogeneidad entre dos matrices sería influida no solamente por las diferencias entre las respectivas probabilidades sino también por repeticiones, o clonaciones, de las poblaciones. En otras palabras, se violaría el principio de población ampliamente aceptado en varias áreas de la medición de diferencias en el bienestar.

Con el fin de medir el grado de heterogeneidad entre las matrices comparadas, se complementan las pruebas de homogeneidad, con cálculos del índice de Pearson-Cramer adaptado para matrices de transición. Este índice tiene la siguiente fórmula:

$$PC \equiv \frac{\chi}{N \min\{G-1, E_{tope}-1\} E_{tope}} \quad (5)$$

En donde $N = \sum_{j=1}^{E_{tope}} \sum_{g=1}^G N_j^g$.

Índices de movilidad intergeneracional²⁰

En la movilidad intergeneracional de la educación, el análisis de tendencias requiere de la elección de índices de movilidad. En el presente, se eligen índices basados exclusivamente en matrices de transición; no sólo porque el análisis de heterogeneidad emplea estas matrices, sino porque la variable de bienestar, niveles de educación, es discreta. Por ello no tiene sentido emplear índices de mo-

no es necesariamente evidencia de homogeneidad (tal vez con muestras más grandes habría valores en aquellas celdas). De modo que se busca no favorecer a la hipótesis nula mediante la reducción de los grados de libertad, la cual para un valor dado del estadístico (3) genera el mínimo nivel de significado observado (valor p , p -value). En el segundo enfoque, seguido por ejemplo por L. Collins, "Estimating Markov Transition Probabilities from Micro-unit Data", *Applied Statistics*, vol. 23, núm. 3, 1974, pp. 355-371, se considera a los ceros comunes como evidencia de homogeneidad y no se descuentan los grados de libertad. En este enfoque la hipótesis nula es más favorecida, pues se genera el máximo nivel observado de significado (valor p) para un valor de (3) dado. En este trabajo sigo el enfoque de L. Collins, *op. cit.*

19 Las propiedades que cumple se discuten en G. Yalonetzky, "A Dissimilarity Index of Inequality of Opportunity", *Journal of Economic Inequality*, vol. 10, núm. 3, 2012, pp. 343-73. Se sigue la sugerencia de B. Everitt, *Te Análisis of Contingency Tables, Monographs on Statistics and Applied Probability*, Londres, Chapman and Hall, 1992, en este trabajo se reporta la raíz cuadrada del índice Pearson-Cramer en vista de que suele tomar valores muy bajos en aplicaciones empíricas.

20 Esta sub-sección se basa, en gran parte, en G. Yalonetzky, "Three Meanings...", *op. cit.*

vilidad que sean sensibles a las distancias entre los valores paternos y filiales de la variable.²¹

En este trabajo se emplean seis índices que capturan diferentes significados de movilidad. En esta sub-sección primero introduzco los axiomas de movilidad para variables ordinales. Se consideran axiomas de significado, axiomas de permutación y axiomas de máxima y mínima movilidad. Luego menciono las relaciones lógicas entre estos axiomas, tal como han sido señaladas por Van de Gaer, *et al.*²² Con esta información, queda claro cómo y por qué, las tendencias de distintos índices podrían, en principio, discrepar. Luego, introduzco los índices que se emplean en la sección empírica y discuto su cumplimiento de los axiomas presentados.

Antes de comenzar con los axiomas de significado, es importante introducir más notación relevante. Primero introducimos la idea de un índice de movilidad que mapea desde una matriz de transición a la línea real, aunque normalmente buscaremos un índice *normalizado* que mapee hacia el intervalo $[0,1]: \mathcal{M}: M \rightarrow [0,1] \subset \mathbb{R}$. Otro importante concepto es el de transformaciones diagonalizantes. Decimos que una transformación diagonalizante de una matriz M genera una nueva matriz \tilde{M} , es decir que $T_{\varepsilon}^{k,l;q,r}[M] \equiv \tilde{M}$, si y sólo si:

$$\tilde{p}_{k|q} = p_{k|q} - \varepsilon$$

$$\tilde{p}_{k|r} = p_{k|r} + \varepsilon$$

$$\tilde{p}_{l|q} = p_{l|q} + \varepsilon$$

$$\tilde{p}_{l|r} = p_{l|r} - \varepsilon$$

$$\tilde{p}_{i|j} = p_{i|j} \quad \forall i, j \neq kl; qr$$

Se considera además, en términos de preferencias de estados de bienestar (como nivel educativo), $q < r$ y $k < l$, de modo que la transformación diagonalizante tiende a reducir la asociación positiva entre las distribuciones de padres e hijos.

Finalmente definimos la matriz $M^C \equiv \Xi^C[M]$ y la matriz $M^F \equiv \Xi^F[M]$. M^C resulta de permutar dos columnas de M empleando el operador de permutaciones de co-

lumnas, Ξ^C . De manera análoga, M^F resulta de permutar filas de M empleando el operador de permutaciones de filas, Ξ^F .

Axiomas de significado

Como lo explican Van de Gaer, *et al.*, existen tres significados de movilidad: 1) movilidad como movimiento; es decir, como reducción en la probabilidad de los hijos de replicar los valores de bienestar (educación, ingresos, etc.) de los padres; 2) movilidad como igualdad de oportunidades, en la que mayor movilidad significa mayor proximidad entre las distribuciones *acumuladas* de la variable de bienestar condicionadas por atributos paternos; es decir, menor intensidad de la relación de dominio estocástico de primer-orden; y 3) movilidad como ecualización de chances en la vida.²³ A diferencia del segundo significado, en el tercero los distintos valores de la variable no tienen atractivo relativo; a saber, la variable es discreta pero no ordinal. En consecuencia, se considera mayor movilidad como igualdad de chances en la vida cuando las distribuciones de probabilidad (no necesariamente las acumuladas), condicionadas por atributos paternos, se asemejan más. Formalmente los tres axiomas de significado se pueden expresar así:

Axioma de movimiento (MOV): $\mathcal{M} [T_{\varepsilon}^{q,r;q,r}[M]] > M[M]$.

Axioma de igualdad de oportunidades (IDO): si $k < l$, $q < r$ y $\tilde{F}_{i|q} \geq \tilde{F}_{i|r} \forall i \in [1, E_{\text{tope}}]$; entonces $\mathcal{M} [T_{\varepsilon}^{k,l;q,r}[M]] > M[M]$.

Axioma de ecualización de chances en la vida (ECV): si $\tilde{p}_{k|q} \geq \tilde{p}_{k|r}$ y $\tilde{p}_{l|q} \leq \tilde{p}_{l|r}$; entonces $\mathcal{M} [T_{\varepsilon}^{k,l;q,r}[M]] > M[M]$.

Axiomas de permutación

Van de Gaer, *et al.*, introducen dos axiomas de permutación.²⁴ El primero, el de anonimidad, establece que el índice de movilidad no debería variar cuando se permutan las columnas de la matriz de transición, es decir sus distribuciones filiales condicionadas por valor paterno de la variable. El segundo, llamado "foco en probabilidades", establece que el índice de movilidad no debería variar cuando se permutan las filas de la matriz de transición, es decir, cuando no se atribuye atractivo relativo a los distintos valores de la variable discreta. Formalmente los

21 Ejemplos de estos índices incluyen el trabajo de F. Cowell, "Measures of Distributional Change: An Axiomatic Approach", *Review of Economic Studies*, vol. 52, núm. 1, 1985, pp. 135-151; G. Fields y E. Ok, "The Meaning and Measurement of Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, vol. 71, núm.2, 1996, pp. 349-377; G. Fields y E. Ok, "Measuring Movements of Income", *Economica*, vol. 66, núm. 264, 1999, pp. 455-71; y C. Schluter y D. Van de Gaer, "Upward Structural Mobility, Exchange Mobility, and Subgroup Consistent Mobility Measurement: US-German Mobility Rankings Revisited", *Review of Income and Wealth*, vol. 57, núm. 1, 2011, pp. 1-22.

22 D. Van de Gaer, *et al.*, *op. cit.*

23 *Ibid.*

24 *Ibid.*

dos axiomas de permutación se postulan de la siguiente manera:

Axioma de anonimidad (AN): $\mathcal{M}[M] = \mathcal{M}[M^C]$.

Axioma de foco en probabilidades (FP): $\mathcal{M}[M] = \mathcal{M}[M^R]$

Axiomas de máxima y mínima movilidad

Shorrocks propuso un axioma de inmovilidad mediante el cual un índice de movilidad debe declarar máxima inmovilidad solamente en el caso de una matriz de transición en forma de matriz identidad, I .²⁵ Una versión alternativa de inmovilidad, propuesta por Van de Gaer, *et al.*, y más relevante para la concepción de movilidad como desigualdad de chances en la vida, es el axioma de perfecta predictibilidad según el cual un índice de movilidad debería declarar mínima inmovilidad en casos de matrices que resultan de cualquier permutación de columnas de I (se incluye, por supuesto, la misma matriz identidad).²⁶ Esta forma débil de máxima inmovilidad no es conceptualmente compatible con la noción de movilidad como movimiento. Formalmente los dos axiomas de mínima movilidad son los siguientes:

Axioma de inmovilidad (IM): $\mathcal{M}[M] \geq \mathcal{M}[I]$.

Axioma de perfecta predictibilidad (PP): $\mathcal{M}[I^C] = \mathcal{M}[I]$.

Finalmente, Shorrocks propuso dos axiomas de máxima (o perfecta) movilidad.²⁷ El axioma débil de máxima movilidad establece que un índice de movilidad debería tomar un valor particular cuando la matriz de transición exhibe columnas idénticas, es decir: $p_{i|1} = p_{i|2} = \dots = p_{i|E_{tope}} \forall i \in [1, E_{tope}]$. El axioma fuerte de máxima movilidad establece que un índice de movilidad debería tomar su valor *máximo* cuando la matriz de transición exhibe columnas idénticas. Para expresar estos dos axiomas primero introducimos $1_{E_{tope}}$, es decir, un vector columna que contiene un número de unos igual a E_{tope} . Luego definimos la matriz de columnas idénticas: $M^M \equiv (p_1, p_2, \dots, p_{E_{tope}})' 1_{E_{tope}}$.²⁸ Con base en Van de Gaer, *et al.*, este trabajo se concentra en el axioma de máxima

movilidad fuerte, o perfecta movilidad, el cual se expresa formalmente así:²⁹

Axioma de perfecta movilidad (PM): $\mathcal{M}[M^M] > \mathcal{M}[M]$.

Corresponde, ahora, mencionar las contradicciones entre los axiomas mencionados. Van de Gaer, *et al.*, demuestran las siguientes contradicciones:³⁰

Teorema 1: MOV y PM son incompatibles. Se puede obtener mayor movilidad de movimiento, más allá de la situación de movilidad perfecta (representada por la matriz de columnas idénticas), sustrayendo aún más probabilidad de la diagonal.

Teorema 2: MOV y AN son incompatibles. Según AN una permutación de columnas de la matriz identidad no debería afectar el valor de un índice de movilidad. Sin embargo, según MOV, tal permutación debería verse reflejada en mayor movilidad (en el índice), ya que la permutación sustrae probabilidad de la diagonal.

Corolario 1: MOV y PP son incompatibles; en vista de que AN implica PP.

Teorema 3: MOV y FP son incompatibles. Por un razonamiento similar al que explica la incompatibilidad entre MOV y AN. En el caso de MOV y FP, considérese una permutación de las filas de la matriz identidad.

Teorema 4: IDO y FP son incompatibles. Una permutación de filas podría reducir –o incrementar– la intensidad de una relación de dominio estocástico de primer orden entre dos columnas de la matriz de transición, lo cual se traduciría en un cambio en el valor del índice de movilidad que cumpliera IDO. Sin embargo y de acuerdo con FP, aquel mismo no debería cambiar de valor en respuesta a una permutación de filas.

Nótese que los teoremas mencionados implican potenciales incompatibilidades entre los tres significados de movilidad. Por ejemplo, en vista de que PM indica el grado máximo de movilidad para IDO y ECV, el teorema 1 implica que MOV en general no es compatible con los otros dos significados. Asimismo, en vista de que ECV es

25 A. Shorrocks, "The Measurement of Mobility", *Econometrica*, vol. 46, núm. 5, 1978, pp. 1013-24.

26 D. Van de Gaer, *et al.*, *op. cit.*

27 A. Shorrocks, *op. cit.*

28 Nótense las transposiciones respectivas de los dos vectores.

29 D. Van de Gaer, *et al.*, *op. cit.*

30 *Ibid.*, pp. 524-525.

compatible con FP, el teorema 4 indica que IDO y ECV no son, en general, compatibles. Para algunas comparaciones de movilidad entre matrices, los ordenamientos producidos por distintos índices dependerán del significado de movilidad que capturen.³¹

Al considerar la discusión previa, introduzco ahora los índices de movilidad que se usan en la sección empírica. Los índices de movilidad disponibles basados en matrices de transición son numerosos, pero no suelen satisfacer los mismos axiomas, incluyendo aquéllos de significado. En otras palabras, capturan distintas nociones de movilidad. En consecuencia, un análisis de movilidad basado en matrices de transición debería emplear varios índices, con el fin de capturar tendencias correspondientes a distintos conceptos de movilidad.

En el Cuadro 2.1 figuran los índices elegidos. El primero, ST , es el índice de la traza de Shorrocks. Como explican Van de Gaer, *et al.*, el índice satisface MOV.³² De modo que, en virtud de los teoremas 1 a 3, y el corolario 1, no satisface AN, PM y PP. Tampoco satisface FP, pero sí satisface IM. Asimismo, al ser insensible a cambios fuera de la diagonal, no satisface IDO ni ECV. Sin embargo, puede satisfacer PM y PP en el caso de matrices con diagonal cuasi-máxima y/o en el caso de matrices monótonas.³³

El segundo índice, $B2$, es una variante de uno de los índices propuestos por Bartholomew.³⁴ En el índice original Bartholomew pesa la expresión $\sum_{i=1}^{E_{tope}} p_{ij}|i-j|$ empleando \bar{p}_j , es decir la probabilidad ergódica de obtener el valor j . El problema con pesar así radica en que el índice no satisface MOV.³⁵ Sin embargo, al hacerlo con $\frac{1}{E_{tope}}$, tal como aparece en el Cuadro 2.1, $B2$ sí satisface MOV. El índice también satisface IM. Ninguno de los demás axiomas es satisfecho por este índice. Sin embargo, si se imponen las restricciones de cuasi-máxima diagonalidad y/o monotonicidad, el índice también satisface PP y PM. Este índice, asimismo, solamente captura movilidad como movimiento.

31 Para un análisis de las situaciones en las que los tres significados son reconciliables, véase G. Yalonetzky, "Three Meanings...", *op. cit.*

32 D. Van de Gaer, *et al.*, *op. cit.*

33 A. Shorrocks, *op. cit.* Las matrices con diagonal cuasi-máxima siempre tienen valores positivos en su diagonal. Para una definición rigurosa véase A. Shorrocks, *op. cit.* Las matrices monótonas se caracterizan por la presencia de dominio estocástico (débil) de primer orden que favorece a las distribuciones filiales condicionadas por valores más elevados de la variable paterna. Formalmente: . Para un tratamiento exhaustivo de las propiedades de las matrices monótonas véase V. Dardanoni, "Measuring Social Mobility", *Journal of Economic Theory*, vol. 61, núm. 2, 1993, pp. 372-394; y V. Dardanoni, "Income Distribution Dynamics: Monotone Markov Chains Make Light Work", *Social Choice and Welfare*, vol. 12, núm. 2, 1995, pp. 181-192.

34 D. Bartholomew, *Stochastic Models for Social Processes*, Chichester, Wiley, 1982.

35 A. Shorrocks, *op. cit.*

Cuadro 2.1 Índices de movilidad basados exclusivamente en matrices de transición

Índice	Axiomas satisfechos	Fuente
$ST = \frac{E_{tope} - \sum_{i=1}^{E_{tope}} p_{ii}}{E_{tope} - 1}$	MOV, IM	A. Shorrocks, <i>op. cit.</i>
$B2 = \frac{1}{E_{tope}(E_{tope} - 1)} \sum_{j=1}^{E_{tope}} \sum_{i=1}^{E_{tope}} p_{ij} i-j $	MOV, IM	D. Bartholomew, <i>op. cit.</i>
$O^1 = 1 - \frac{3}{E_{tope}^2 - 1} \sum_{j=1}^{E_{tope}} \sum_{i=1}^{E_{tope}} F_{ij} - F_i^{prom} $	IOD (débil), AN, PM, IM, PP	G. Yalonetzky, "Three meanings...", <i>op. cit.</i>
$O^2 = 1 - \frac{6}{E_{tope}^2 - 1} \sum_{j=1}^{E_{tope}} \sum_{i=1}^{E_{tope}} F_{ij} - F_i^{prom} ^2$	IOD, AN, PM, IM, PP	G. Yalonetzky, "Three meanings...", <i>op. cit.</i>
$C^1 = 1 - \frac{1}{2(E_{tope} - 1)} \sum_{j=1}^{E_{tope}} \sum_{i=1}^{E_{tope}} p_{ij} - p_i^{prom} $	ECV (débil), AN, FP, PM, IM, PP	G. Yalonetzky, "Three meanings...", <i>op. cit.</i>
$C^2 = 1 - \frac{1}{(E_{tope} - 1)} \sum_{j=1}^{E_{tope}} \sum_{i=1}^{E_{tope}} p_{ij} - p_i^{prom} ^2$	ECV, AN, FP, PM, IM, PP	G. Yalonetzky, "Three meanings...", <i>op. cit.</i>

Fuente: Elaboración propia.

Los índices O^1 y O^2 son dos miembros de una familia de índices propuesta por Yalonetzky.³⁶ Ambos comparan cada probabilidad acumulada condicional, F_{ij} , contra el promedio no ponderado para su valor filial respectivo, es decir: $F_i^{prom} \equiv \frac{1}{E_{tope}} \sum_{j=1}^{E_{tope}} F_{ij}$. O^2 satisface IDO pero no satisface ni ECV ni MOV. En cuanto a los axiomas de permutación, satisface AN, pero no FP. Satisface también PM, IM y PP. Si se impone la restricción de monotonicidad, el índice también satisface MOV. De modo que, como mínimo, el índice captura una noción de movilidad como igualdad de oportunidades y, bajo ciertas circunstancias, también movilidad como movimiento, cuando ambos significados coinciden. O^1 satisface los mismos axiomas, sin embargo sólo satisface una versión débil de IDO, según la cual: si $k < l$, $q < r$ y $\tilde{F}_{lq} \geq \tilde{F}_{lr} \forall i \in [1, E_{tope}]$; entonces $\mathcal{M} [T_{\epsilon}^{k,l;q,r} [M]] \geq \mathcal{M} [M]$.

Finalmente, los índices C^1 y C^2 son dos miembros de una familia de índices propuesta por Yalonetzky.³⁷ Ambos

36 G. Yalonetzky, "Three Meanings...", *op. cit.* A su vez basado en el trabajo de J. Silber y G. Yalonetzky, *op. cit.*

37 G. Yalonetzky, "Three meanings...", *op. cit.* A su vez basado en el trabajo de S. Reardon y G. Firebaugh, "Measures of Multigroup Segregation", *Sociological Methodology*, vol. 32, núm. 1, 2002, pp. 33-67.

índices comparan cada probabilidad condicional, p_{ij} , contra el promedio no ponderado para su valor filial respectivo, es decir: $p_i^{prom} \equiv \frac{1}{E_{topo}} \sum_{j=1}^{E_{topo}} p_{ij}$. C^2 satisface ECV pero no satisface ni IDO ni MOV. En cuanto a los axiomas de permutación, satisface tanto AN como FP. Satisfacen también PM, IM y PP. Si se impone la restricción de monotonidad el índice también satisface MOV. De modo que, como mínimo, el índice captura una noción de movilidad como equalización de chances en la vida y, bajo ciertas circunstancias, también movilidad como movimiento, cuando ambos significados coinciden. C^1 satisface los mismos axiomas, sin embargo sólo satisface una versión débil de ECV, según la cual: si $\widetilde{p}_{k|q} \geq \widetilde{p}_{k|r}$ y $\widetilde{p}_{l|q} \leq \widetilde{p}_{l|r}$; entonces $\mathcal{M} [T_{\varepsilon}^{k,l;q,r} [M]] \geq \mathcal{M} [M]$.

Análisis de heterogeneidad versus índices de movilidad intergeneracional

Como se indicó en la introducción, el análisis de heterogeneidad se puede motivar reconociendo que dos matrices de transición pueden producir el mismo valor de un índice de movilidad, aun cuando sus elementos (es decir, las probabilidades condicionadas) sean significativamente distintos. A diferencia del análisis de movilidad basado en índices que miden alguno de sus significados, el análisis de heterogeneidad permite, por ejemplo, evaluar si a través del tiempo, un par de regímenes de movilidad intergeneracional se asemeja más entre sí, o no; es decir, si los valores de cada una de las probabilidades de las matrices de transición se vuelven más próximos entre sí, o no. En el extremo de perfecta igualdad entre dos matrices de transición, los análisis de movilidad y heterogeneidad deben coincidir. Sin embargo, en otras situaciones, es posible encontrar que cambios en el nivel de heterogeneidad de dos matrices no siempre están acompañados por cambios en sus diferencias de movilidad en la misma dirección. Por ejemplo, considérese el caso de las matrices de transición del Cuadro 2.2.

El Cuadro 2.2 muestra la evolución en el tiempo (del periodo 1 al 3) de las matrices de transición de dos poblaciones: A y B. Las columnas de cada matriz representan las distribuciones filiales de cierto indicador del bienestar condicionadas por el valor paterno. Si se calcula el índice ST se comprueba que en el periodo 1 tanto A como B tienen un valor de 0.55. Asimismo, resulta sencillo constatar que la población B obtiene el mismo valor para los tres periodos. Ahora bien, al pasar del periodo 1 al 2, el único cambio observado en la población A, es el desplazamiento de una "masa" de probabilidad de 0.3 desde la posi-

Cuadro 2.2 Evolución hipotética de las matrices de transición de dos poblaciones

	Población A			Población B		
Periodo 1	0.8	0.2	0	0.5	0.1	0.1
	0.2	0.5	0.4	0.5	0.6	0.1
	0	0.3	0.6	0	0.3	0.8
Periodo 2	0.5	0.2	0	0.5	0.1	0.1
	0.5	0.5	0.4	0.5	0.6	0.1
	0	0.3	0.6	0	0.3	0.8
Periodo 3	0.5	0.1	0	0.5	0.1	0.1
	0.5	0.6	0.4	0.5	0.6	0.1
	0	0.3	0.6	0	0.3	0.8

Fuente: Elaboración propia.

ción superior izquierda a la posición media izquierda. De esa manera, la columna izquierda de A es ahora idéntica a la de B. Dado que las demás probabilidades no cambiaron, en el periodo 2 debería reducirse la heterogeneidad entre las dos matrices, es decir, las "loterías" se asemejan más. Sin embargo y a la vez, la movilidad según ST subió en A, de 0.55 a 0.7, mientras que en B permanece igual. Comprobamos así una discrepancia entre los dos análisis en cuanto a tendencias: se puede dar una divergencia en la movilidad a la vez que disminuye la heterogeneidad.

Finalmente, al pasar del periodo 2 al 3, el único cambio observado, nuevamente en A, es el desplazamiento de una "masa" de probabilidad de 0.1 desde la posición superior central a la posición media central. En consecuencia, la columna central de A es ahora también idéntica a la de B. Dado que las demás probabilidades no cambiaron, la heterogeneidad debería reducirse aún más en el periodo 3. No obstante y al mismo tiempo, la movilidad según ahora baja en A, de 0.7 a 0.65, mientras que en B no exhibe cambios. Comprobamos, pues, que una tendencia decreciente en la heterogeneidad (durante tres periodos) puede venir acompañada por oscilaciones en la divergencia entre los índices de movilidad de un par de matrices. De ahí que los dos tipos de análisis, movilidad y heterogeneidad, ofrecen información distinta y complementaria sobre la evolución comparativa de los regímenes de movilidad social.

3. Datos

En esta sección se presentan estadísticas descriptivas de la muestra de entrevistados de la EMOVI-2011, y luego se presentan y discuten las matrices de transición por cohortes. El análisis de índices de movilidad se presenta en la siguiente sección de resultados.

El Cuadro 3.1 presenta los tamaños muestrales de hijos adultos, hombres y mujeres entrevistados, divididos por cuatro cohortes de edad en 2011: 25-34, 35-44, 45-54, 55-64. De Hoyos, *et al.*, emplean exactamente los mismos cortes etarios, pero partiendo de 2006, de modo que sus cohortes se yuxtaponen imperfectamente con las de este trabajo.³⁸ Torche, en cambio, usa cohortes distintas. La autora considera solamente las personas mayores de 30 años y parte también de 2006 (ya que usa la EMOVI de aquel año).³⁹ Estos detalles deberán tomarse en consideración al momento de comparar los resultados de distintos estudios, y con respecto a los de este trabajo. Idealmente y en cualquier caso, se apuntaría a tener más cohortes de menor duración temporal, como el año mismo de nacimiento, pero la limitación del tamaño muestral impide tal refinación. Asimismo, el análisis controlaría por las cohortes paternas (paternas y maternas). En este trabajo se descartó dicha posibilidad: si bien hay preguntas sobre la edad de los padres en la encuesta, la proporción de no respuesta es muy alta.

El análisis de movilidad se realiza tanto para hombres como para mujeres. En el caso de los hombres, se conecta su nivel educativo con el de sus padres; mientras que en el de las mujeres, se conecta su nivel educativo con el de sus madres. El nivel educativo se mide empleando las cuatro categorías de *recodificación internacional general* del entrevistado: menos que primaria completa, primaria completa, secundaria completa, universidad completa (ver Diccionario de datos de la Encuesta ESRU de movilidad social en México 2011, p. 7). Nótese que otros estudios emplean variables diferentes para medir el nivel educativo. Por ejemplo, Binder y Woodruff, junto con De Hoyos, *et al.*, usan los años de escolaridad, mientras que Torche usa una variable de logro educacional que se divide en cinco categorías.⁴⁰ Estas diferencias también deben tomarse en cuenta al comparar los resultados.

A continuación se discuten las matrices de transición de niveles educativos por cohorte para las combinaciones

Cuadro 3.1 Muestras

Cohortes	Hombres entrevistados	Mujeres entrevistadas
1: 25-34 años	3,131	2,072
2: 35-44 años	1,160	1,152
3: 45-54 años	850	953
4: 55-64 años	870	813
Total	6,011	4,990

Fuente: Elaboración propia con base en la EMOVI-2011.

padre-hijo. El Cuadro 3.2 contiene la matriz de transición para la cohorte masculina más joven (25-34). Se trata de una matriz monótona con interesantes contrastes. Por un lado, una alta probabilidad de replicar los resultados paternos entre los niveles educativos elevados (por ejemplo, 78% de hijos de padres con secundaria completa replican el mismo nivel educativo y 54% de hijos de padres con universidad completa replican el mismo nivel); y por otro lado, una baja probabilidad de replicar los resultados paternos entre los niveles educativos bajos (menos de 11% y menos de 15% para menos que primaria completa y primaria completa, respectivamente).

En el Cuadro 3.3 se presenta la matriz de transición para la cohorte de hijos de 35 a 44 años. La distribución marginal de hijos es dominada por la de la cohorte de hijos más joven (ver la cohorte 1, en el Cuadro 3.2), lo cual representa un progreso general en la distribución de resultados educativos. De hecho, cada cohorte joven domina estocásticamente en primer orden a las cohortes más viejas para la muestra de hombres: cuanto más joven es la cohorte, más deseable es su distribución de educación, desde un punto de vista del bienestar social en el que más educación se estima mejor desde una perspectiva individual. Sin embargo, las distribuciones condicionales de las cohortes más jóvenes no necesariamente dominan a sus respectivas columnas en las matrices de transición de cohortes más viejas. Por ejemplo, la distribución condicionada en universidad completa paterna de la cohorte 1 (25-34) es dominada por la distribución condicionada respectiva de la cohorte 2 (35-44). La matriz de la cohorte 2 también es monótona.

En la Cuadro 3.4 se encuentra la matriz de transición para la cohorte de hijos de 45 a 54 años de edad. A di-

38 R. De Hoyos, *et al.*, *op. cit.*

39 F. Torche, *op. cit.*

40 M. Binder y C. Woodruff., *op. cit.*; R. De Hoyos, *et al.*, *op. cit.*; F. Torche, *op. cit.*

Cuadro 3.2 Matriz de transición Padre-Hijo, cohorte 1: 25-34 años

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Menos de primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos de primaria completa	10.51	2.68	1.22	0.0	5.75
Primaria completa	25.64	15.15	4.90	0.76	16.86
Secundaria completa	57.74	75.87	78.07	45.04	66.94
Universidad completa	6.11	6.29	15.80	54.20	10.44
Tamaño de la muestra	1,408	858	734	131	3,131

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

Cuadro 3.3 Matriz de transición Padre-Hijo, cohorte 2: 35-44 años

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Menos de primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos de primaria completa	19.09	4.35	2.74	0.0	13.53
Primaria completa	28.36	17.39	6.85	0.0	22.84
Secundaria completa	46.91	69.96	62.33	35.29	53.71
Universidad completa	5.65	8.30	28.08	64.71	9.91
Tamaño de la muestra	744	253	146	17	1,160

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

Cuadro 3.4 Matriz de transición Padre-Hijo, cohorte 3: 45-54 años

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Menos de primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos de primaria completa	22.24	1.52	5.41	0.0	17.29
Primaria completa	35.17	22.73	9.46	0.0	30.59
Secundaria completa	38.49	68.94	55.41	30.0	44.59
Universidad completa	4.10	6.82	29.73	70.0	7.13
Tamaño de la muestra	634	132	74	10	850

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

Cuadro 3.5 Matriz de transición Padre-Hijo, cohorte 4: 55-64 años

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Menos de primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos de primaria completa	50.67	11.24	4.17	0.0	44.71
Primaria completa	27.88	37.08	4.17	0.0	27.82
Secundaria completa	16.76	41.57	50.0	27.27	20.34
Universidad completa	4.69	10.11	41.67	72.73	7.13
Tamaño de la muestra	746	89	24	11	870

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

ferencia de las dos matrices previas, esta matriz no es monótona porque la distribución condicionada en secundaria completa (la tercera columna) no domina a la distribución condicionada en primaria completa (la segunda columna), en vista de que existe una mayor probabilidad de tener menos que primaria completa en la tercera columna que en la segunda columna, para esta cohorte.

Finalmente, el Cuadro 3.5 contiene la matriz de transición para la cohorte más vieja de la muestra masculina, con edades entre los 55 y 64 años. A semejanza de las matrices de cohortes filiales más jóvenes, esta matriz también es monótona. Si bien la distribución marginal de educación filial de la cohorte 4 es dominada por la distribución marginal respectiva de la más joven cohorte 3, el mismo resultado no se aplica a cada par de distribuciones condicionales (columnas de la matriz). En particular, la distribución condicionada en secundaria completa de la matriz de la cohorte 3 no domina a la columna respectiva de la cohorte 4, en vista de que la probabilidad de tener el nivel más bajo de educación es mayor en la cohorte 3 que en la 4. Todas las matrices de transición masculinas exhiben diagonalidad *cuasi*-máxima.

Corresponde ahora comentar las matrices de transición para mujeres conectadas a sus madres. El Cuadro 3.6 contiene la matriz de transición para la cohorte filial femenina más joven. La matriz es monótona y, como en el caso de las cohortes jóvenes masculinas, exhibe mayor probabilidad de reproducir experiencias paternas en niveles elevados de educación.

El Cuadro 3.7 contiene la matriz de transición para la cohorte filial femenina con edades entre 35 y 44 años. Se trata también de una matriz monótona. La distribución marginal de educación de las hijas de la cohorte 2 es dominada por la distribución marginal respectiva de la cohorte 1. Sin embargo, no todas las columnas de la matriz de la cohorte 2 son dominadas por las columnas de la matriz de la cohorte 1. Por ejemplo, la tercera columna de la cohorte 2 domina a la de la cohorte 1.

El Cuadro 3.8 contiene la matriz de transición para la cohorte 3, con edades entre 45 y 54 años. La matriz es monótona, como las anteriores. La distribución marginal de educación filial en la cohorte 3 no es dominada por la de la cohorte 2. De la misma manera, no se pueden establecer relaciones de dominio estocástico entre algunas columnas de las dos cohortes; por ejemplo en la primera columna (condicionada por el nivel más bajo de educación), ya que en la cohorte 3 la probabilidad filial de obtener los niveles educativos más altos y más bajos es mayor que en la cohorte 2 (2.52% y 33.02% *versus* 1.97% y 17.32%).

Finalmente, el Cuadro 3.9 contiene la matriz de transición de la cohorte filial femenina más vieja. A diferencia de las matrices previas, esta matriz no es monótona, puesto que la tercera columna no domina estocásticamente a la primera. La distribución marginal de la cohorte 4 es dominada por la distribución marginal de la cohorte 3. Lo mismo es cierto con respecto a las comparaciones de columnas. Todas las matrices de transición femeninas exhiben diagonalidad *cuasi*-máxima.

Cuadro 3.6 Matriz de transición Madre-Hija, cohorte 1: 25-34 años

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Menos de primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos de primaria completa	13.16	2.23	1.10	0.0	7.48
Primaria completa	28.22	13.97	3.96	0.0	18.77
Secundaria completa	56.63	76.91	77.09	59.38	66.41
Universidad completa	2.00	6.89	17.84	40.63	7.34
Tamaño de la muestra	1,049	537	454	32	2,072

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

Cuadro 3.7 Matriz de transición Madre-Hija, cohorte 2: 35-44 años

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Menos de primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos de primaria completa	17.06	4.72	1.08	0.0	12.93
Primaria completa	29.99	17.32	5.38	0.0	25.00
Secundaria completa	50.94	70.47	69.89	50.00	56.77
Universidad completa	2.01	7.48	23.66	50.00	5.30
Tamaño de la muestra	797	254	93	8	1,152

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

Cuadro 3.8 Matriz de transición Madre-Hija, cohorte 3: 45-54 años

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Menos de primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos de primaria completa	32.75	10.61	4.11	0.0	27.28
Primaria completa	30.72	21.97	8.22	0.0	27.60
Secundaria completa	34.10	54.55	67.12	50.00	39.56
Universidad completa	2.43	12.88	20.55	50.00	5.56
Tamaño de la muestra	742	132	73	6	953

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

Cuadro 3.9 Matriz de transición Madre-Hija, cohorte 4: 55-64 años

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Menos de primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos de primaria completa	56.36	4.76	12.50	0.0	51.29
Primaria completa	30.10	34.92	25.00	0.0	30.26
Secundaria completa	12.18	55.56	50.00	66.67	16.48
Universidad completa	1.37	4.76	12.50	33.33	1.97
Tamaño de la muestra	731	63	16	3	813

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

4. Resultados

En esta sección, primero se presentan los resultados de las diversas pruebas de homogeneidad entre matrices de transición. Luego se presentan por cohortes los cálculos de los índices de movilidad para las matrices de transición de hombres y mujeres.

El Cuadro 4.1 muestra los resultados de las pruebas de homogeneidad entre matrices de hijos y matrices de hijas, por cohorte. Con un nivel de significancia de 10%, se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad entre las matrices de hijos y las de hijas para todas las cohortes. Sin embargo, en el caso de la cohorte 2, el valor p es ligeramente mayor a 10%. Para los demás casos, se rechaza la hipótesis nula también con un nivel de significancia de 1%. Sin embargo, en tres de las cuatro comparaciones, la primera columna es la única para la cual se rechaza la hipótesis de homogeneidad al 1%. En la comparación de la cohorte 3 también se rechaza la hipótesis de homogeneidad para la segunda columna, con el mismo nivel de significación. En otras palabras, la principal fuente de diferencias entre matrices de hombres y mujeres está en las distribuciones condicionadas por niveles educativos bajos de los padres.⁴¹ De acuerdo con los índices Pearson-Cramer —mismos que controlan por el tamaño de la muestra— el grado de heterogeneidad entre las matrices de hijos e hijas se ha reducido entre las cohortes más jó-

venes; desde casi 0.29 para la cohorte 4 hasta poco más de 0.08 para la cohorte 1.

En el Cuadro 4.2 se encuentran los resultados para las pruebas de homogeneidad entre matrices de transición masculinas de distintas cohortes. El propósito de estas pruebas es detectar quiebres significativos en el régimen de movilidad intergeneracional entre cohortes distintas de hijos. De acuerdo con los resultados, se rechaza la hipótesis de homogeneidad entre las matrices de las cohortes 1 y 2, así como entre las matrices de las cohortes 3 y 4. En contraste, la prueba de homogeneidad entre las matrices de las cohortes 2 y 3 arroja un valor de más de 5%. En esta misma comparación la primera columna es la única para la cual se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad. Con base en estos resultados, el valor más bajo del índice Pearson-Cramer para dichas comparaciones se atribuye a la comparación de las matrices de las cohortes 2 y 3. En resumen, mientras que obtenemos evidencia de quiebres al pasar de la cohorte 4 a la 3, y al pasar de la 2 a la 1, no podemos descartar la hipótesis de homogeneidad entre las matrices de transición de las cohortes 2 y 3 con valores p mayores a 7%.

En el Cuadro 4.3 se encuentran los resultados para las pruebas de homogeneidad entre matrices de transición femeninas de distintas cohortes. De acuerdo con los resultados, se rechaza la hipótesis de homogeneidad entre las matrices de las cohortes 2 y 3, así como entre las matrices de las cohortes 3 y 4. En contraste, la prueba

41 Por otra parte, los tamaños de muestra suelen ser menores para las distribuciones condicionadas en valores altos, especialmente la cuarta columna. Ello también puede explicar la dificultad para rechazar la hipótesis nula de homogeneidad al 1% para estas columnas.

Cuadro 4.1 Pruebas de homogeneidad: matrices de hijos versus matrices de hijas por cohorte

Cohorte	Estadístico de Pearson	Valor p	Columnas "homogéneas" al 1% de significado	Índice Pearson-Cramer de heterogeneidad
1: 25-34 años	32.89883	0.001004***	2, 3, 4	0.08247
2: 35-44 años	18.53818	0.1003	2, 3, 4	0.097633
3: 45-54 años	36.99746	0.000224***	3, 4	0.174643
4: 55-64 años	34.84769	0.000495***	2, 3, 4	0.288556

Notas:

* Se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 10%.

** Se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 5%.

*** Se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 1%.

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

Cuadro 4.2 Pruebas de homogeneidad: matrices de hijos por cohorte

Hipótesis nula	Estadístico de Pearson	Valor p	Columnas "homogéneas" al 1% de significado	Índice Pearson-Cramer de heterogeneidad
$M^1 = M^2$	60.963728	1.51E-08***	2, 4	0.107804
$M^2 = M^3$	19.515051	0.076834*	2, 3, 4	0.087731
$M^3 = M^4$	162.54403	1.59E-28***	3, 4	0.230262

Notas:

* Se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 10%.

** Se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 5%.

*** Se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 1%.

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

Cuadro 4.3 Pruebas de homogeneidad: matrices de hijas por cohorte

Hipótesis nula	Estadístico de Pearson	Valor p	Columnas "homogéneas" al 1% de significado	Índice Pearson-Cramer de heterogeneidad
$M^1 = M^2$	16.215934	0.181545	1, 2, 3, 4	0.073444
$M^2 = M^3$	78.063469	9.65E-12***	3, 4	0.146141
$M^3 = M^4$	137.95866	1.55E-23***	2, 3, 4	0.231007

Notas:

* Se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 10%.

** Se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 5%.

*** Se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 1%.

Fuente: Estimación propia con base en la EMOVI-2011.

de homogeneidad entre las matrices de las cohortes 1 y 2 arroja un valor p de más de 13%. Asimismo, en esta misma comparación, no se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad para ninguna de las columnas. El índice Pearson-Cramer revela un menor grado de heterogeneidad entre matrices adyacentes correspondientes a cohortes más jóvenes. En resumen, mientras que obtenemos evidencia de quiebres al pasar de la cohorte 4 a la 3, y al pasar de la 3 a la 2, no podemos descartar la hipótesis

de homogeneidad entre las matrices de transición de las cohortes 1 y 2.

A continuación se presentan y discuten los cálculos de los índices de movilidad para las matrices masculinas y femeninas por cohortes.

La mitad izquierda del Cuadro 4.4, junto con la Gráfica 4.1, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad ST . Tanto para los hombres como para las mujeres se manifiesta un aumento en la movilidad como

Cuadro 4.4 Índices de movilidad como movimiento por cohorte y sexo

Cohorte	ST		$B2$	
	Hijos	Hijas	Hijos	Hijas
1: 25-34 años	0.80691	0.85054	0.26693	0.26982
2: 35-44 años	0.78829	0.81907	0.25477	0.25769
3: 45-54 años	0.76543	0.76053	0.24045	0.23675
4: 55-64 años	0.63175	0.75128	0.19162	0.21463

Fuente: Estimación del autor con base en la EMOVI-2011.



Nota: LCI y UCI con un intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestreos.

Fuente: Estimación del autor con base en la EMOVI-2011.



Nota: LCI y UCI con un intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestros.

Fuente: Estimación del autor con base en la EMOVI-2011.

movimiento, desde las cohortes más viejas hacia las más jóvenes. En las cohortes mayores, este aumento de la movilidad es más pronunciado entre los hombres, pero luego la tendencia tiene más pendiente entre las mujeres de las cohortes más jóvenes. Sin embargo y con base en los intervalos de confianza (Gráfica 4.1), las diferencias entre los índices de movilidad de hombres y mujeres no son estadísticamente significativas. Asimismo, el aumento en la movilidad femenina no es estadísticamente significativo, lo cual se debe principalmente a la falta de precisión en los estimadores para las cohortes femeninas mayores. En cambio, en el caso masculino, la comparación entre las cohortes extremas sí es estadísticamente significativa.

La mitad derecha del Cuadro 4.4, junto con la Gráfica 4.2, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad B2. Estos resultados confirman aquéllos para : un aumento de la movilidad como movimiento para hombres y mujeres. Asimismo, se verifica que el aumento en la movilidad para hombres es mayor entre las cohortes más viejas. Los resultados para ambos sexos son sorprendentemente similares entre las cohortes 1 y 3. De ahí que no sorprenda que la diferencia de movilidad

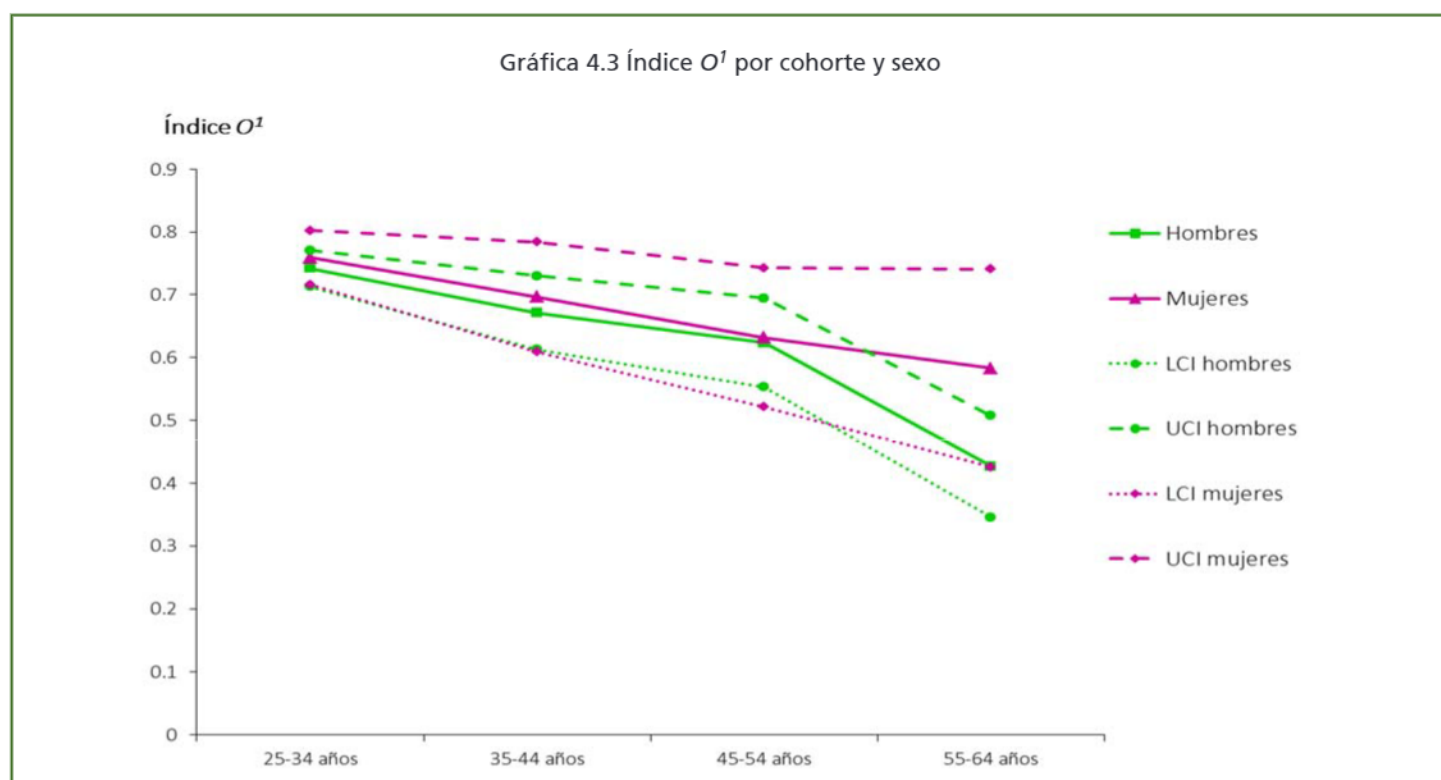
entre sexos no sea estadísticamente significativa (Gráfica 4.2). La mayor movilidad de movimiento entre hombres más jóvenes es estadísticamente significativa, mientras que no lo es en el caso de las mujeres, a pesar de la similitud entre los índices de ambos sexos. Nuevamente, la responsabilidad recae en la falta de precisión en los índices para las cohortes femeninas mayores.

La mitad izquierda del Cuadro 4.5 junto con la Gráfica 4.3, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad O¹. Sorprende que los resultados se asemejen a los ya observados para los índices previos que miden movilidad como movimiento. Se observa, pues, un aumento de la movilidad como igualdad de oportunidades tanto para hombres como mujeres, con un importante aumento inicial para las cohortes más viejas de los hombres (desde una base más baja que la femenina). Los valores femeninos son superiores a los masculinos; es decir, reflejan mayor movilidad, tal como en los casos previos, si bien las diferencias no son estadísticamente significativas. En cambio, las tendencias individuales de aumento de la movilidad entre las cohortes extremas sí son estadísticamente significativas.

Cuadro 4.5 Índices de movilidad como igualdad de oportunidades por cohorte y sexo

Cohorte	O^1		O^2	
	Hijos	Hijas	Hijos	Hijas
1: 25-34 años	0.743806	0.759706	0.90519	0.91936
2: 35-44 años	0.672952	0.700977	0.85152	0.8844
3: 45-54 años	0.628999	0.634872	0.80497	0.83217
4: 55-64 años	0.427145	0.58462	0.65597	0.74486

Fuente: Estimación del autor con base en la EMOVI-2011.



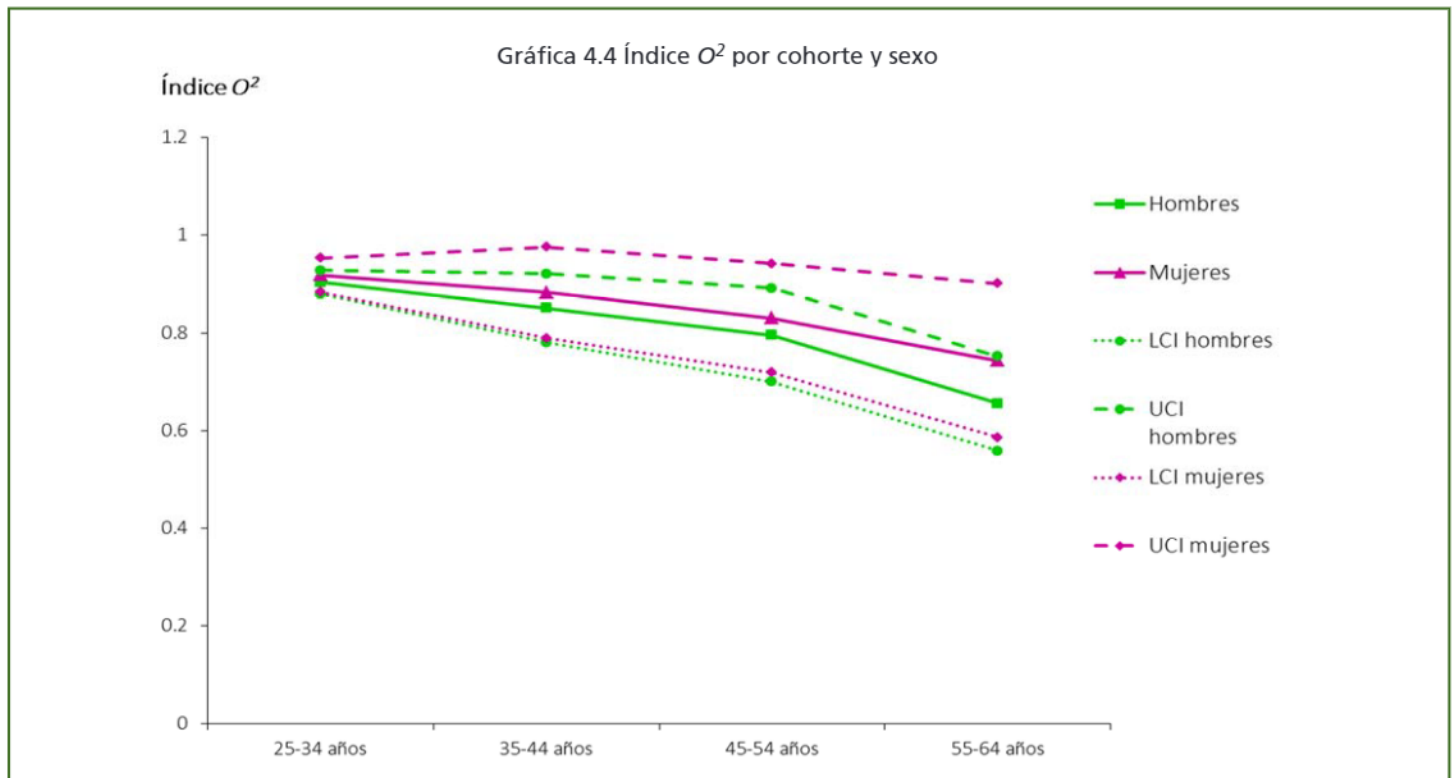
Nota: LCI y UCI con un intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestreos.

Fuente: Estimación del autor con base en la EMOVI-2011.

La mitad derecha del Cuadro 4.5 junto con la Gráfica 4.4, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad O^2 . Los índices confirman la tendencia ascendente (es decir, de cohortes mayores a cohortes más jóvenes) en la movilidad como igualdad de oportunidades. De nuevo, las diferencias entre sexos no son estadísticamente significativas.

La mitad izquierda del Cuadro 4.6 junto con la Gráfica 4.5, muestra los resultados por cohorte y sexo para el ín-

dice C^1 . Nuevamente, los resultados son similares a los observados para otros índices, pero ahora se mide movilidad como equalización de chances en la vida. Se observa un aumento de la movilidad para hombres y mujeres, pero el significativo aumento inicial para las cohortes mayores de hombres, encontrado para otros índices, ahora no está. Por otra parte, la brecha entre los valores femeninos y masculinos es mayor, aunque siempre con substancial yuxtaposición entre los intervalos de confianza respectivos.



Nota: LCI y UCI con un intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestros.

Fuente: Estimación del autor con base en la EMOVI-2011.

Cuadro 4.6 Índices de movilidad como igualdad de chances en la vida por cohorte y sexo

Cohorte	C^1		C^2	
	Hijos	Hijas	Hijos	Hijas
1: 25-34 años	0.72118	0.76023	0.90856	0.93878
2: 35-44 años	0.67847	0.71963	0.87889	0.91671
3: 45-54 años	0.62832	0.69852	0.84279	0.8995
4: 55-64 años	0.53961	0.61758	0.79243	0.83266

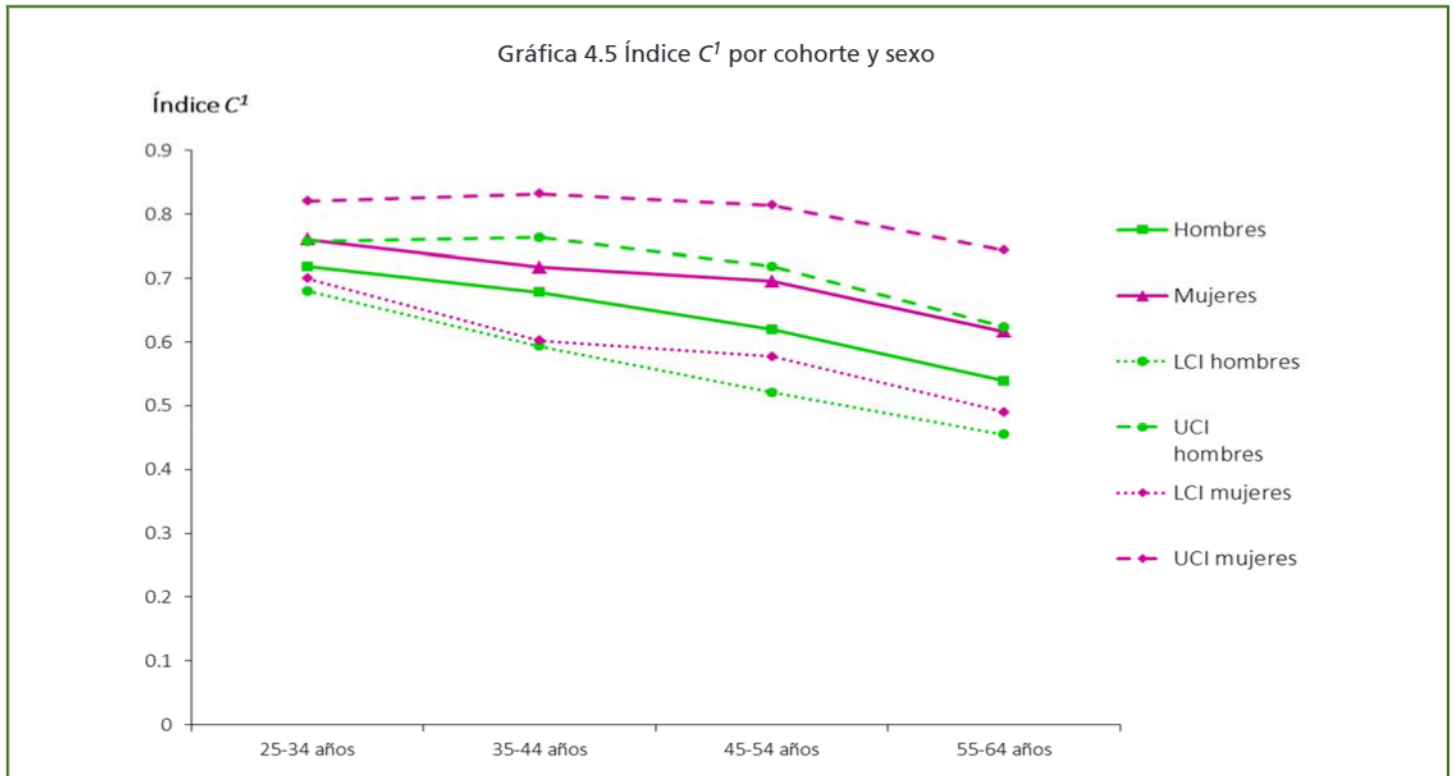
Fuente: Estimación del autor con base en la EMOVI-2011.

Entre los hombres, la diferencia entre la movilidad de las cohortes extremas es estadísticamente significativa.

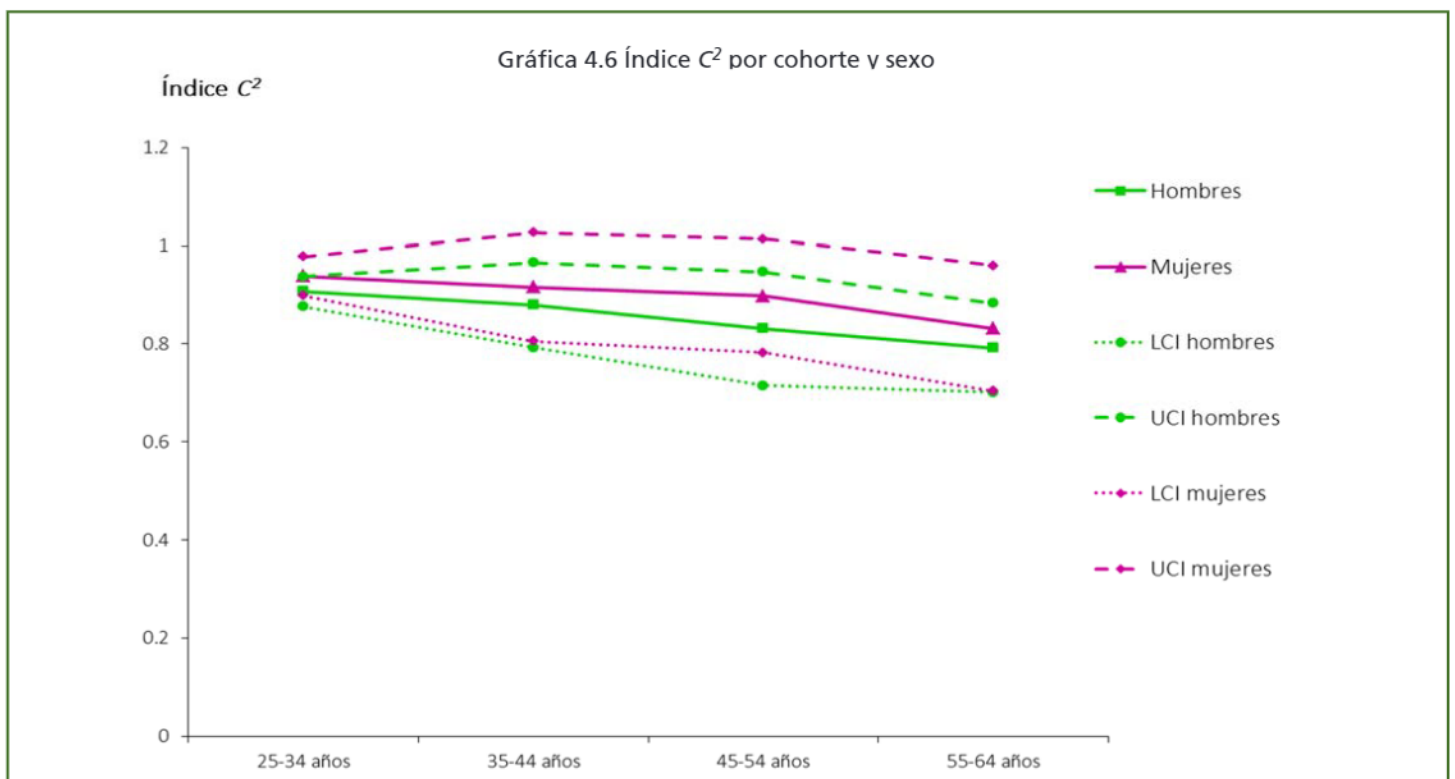
Finalmente, la parte derecha del Cuadro 4.6 junto con la Gráfica 4.6, muestra los resultados por cohorte y género para el índice C^2 . Los resultados confirman las tendencias encontradas con C^1 , así como con los índices previos que miden otros significados de la movilidad. Nuevamente las diferencias entre la movilidad de hombres y mujeres no son estadísticamente significativas.

5. Conclusiones

En este trabajo se ha buscado documentar tendencias en la movilidad intergeneracional de la educación en México, empleando la base de datos EMOVI-2011. En trabajos previos, como el de Binder y Woodruff, De Hoyos, *et al.*, y Torche, se observaba un aumento de la movilidad al pasar de las cohortes mayores a las menores, pero con una reducción de la movilidad en la cohorte más joven, la cual no contrarrestaba completamente el continuo aumento



Nota: LCI y UCI con un intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestros.
 Fuente: Estimación del autor con base en la EMOVI-2011.



Nota: LCI y UCI con un intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestros.
 Fuente: Estimación del autor con base en la EMOVI-2011.

en la movilidad experimentado previamente.⁴² Binder y Woodruff fueron los primeros en alegar que esta interrupción en la tendencia de aumento en la movilidad se podía deber tanto a limitaciones en el crecimiento de la oferta educativa—especialmente en escuelas secundarias— como a la crisis económica que incluyó el cese de pagos internacionales en 1982.⁴³

Sin embargo, los estudios mencionados difieren en aspectos metodológicos claves como las definiciones de cohortes etarias, la elección de la variable educativa y el método estadístico de medición. Más aún, a diferencia de los estudios más recientes, Binder y Woodruff emplean una base de datos distinta y más antigua.⁴⁴ Si bien es notable la similitud de las conclusiones a pesar de las diferencias metodológicas, ninguno de los estudios previos explica el significado *axiomático* de movilidad que captura.

En contraste, en este trabajo se encuentra un aumento monotónico de la movilidad educativa *en sus tres significados*, el cual no se ve interrumpido en ninguna de las cohortes y que es común a ambos sexos. Los resultados se corroboran por varios índices. Más aún, en general, los índices de movilidad arrojan valores muy parecidos para hombres y mujeres, al punto de que sus diferencias no suelen ser estadísticamente significativas. Este trabajo también detecta, entre las cohortes más jóvenes, una mayor similitud entre las matrices de transición padre-hijo y aquéllas que conectan a madres e hijas.

Sin duda existen diferencias metodológicas entre este trabajo y los previos (así como las hay entre los estudios previos) en cuanto a definición de cohortes etarias, elección de variables y métodos empleados. Sin embargo, la robustez de los resultados encontrados en este trabajo y su contraste con la robustez entre los estudios previos demanda una explicación conciliatoria, la cual posiblemente requiera mayor evidencia. Una posible explicación

radicaría en que la cohorte más joven de este trabajo nació entre 1977 y 1986 mientras que, por ejemplo, la cohorte más joven y más próxima a la de este trabajo, es decir la de De Hoyos, *et al.*, nació entre 1972 y 1981.⁴⁵ ¿Será posible que los cinco años de diferencia incluyan ya a mexicanos jóvenes de orígenes desventajosos cuyas oportunidades educativas mejoraron en la medida en que se recuperaba la economía mexicana? En otras palabras: ¿Será posible que la diferente cobertura y puntos de corte de las cohortes, sumada a la evidencia adicional provista por la EMOVI-2011, haya suavizado, y desaparecido, una posible interrupción en el aumento de la movilidad que habría ocurrido sólo temporalmente, afectando a personas nacidas durante la década de los setenta?

Resulta claro, pues, que para el futuro queda pendiente generar mayor evidencia para confirmar si realmente la movilidad intergeneracional de la educación está aumentando en México de manera estable y/o permanente. En particular, es importante entender si es que las diferencias entre algunos estudios se deben fundamentalmente a la elección de variables (por ejemplo, nivel educativo *versus* años de educación), a la elección de métodos estadísticos (por ejemplo, paramétricos *versus* no paramétricos), a las definiciones de cohortes etarias, o a otras posibles diferencias en las muestras.

Al considerar la valiosa información de diagnóstico que se puede obtener de un análisis de tendencias, este trabajo busca también enfatizar la importancia de seguir el ejemplo de la EMOVI-2011 y recolectar bases de datos con tamaños muestrales significativos que permitan un análisis de cohortes más refinado. Asimismo y con mayor información sobre la diferencia de edad entre padres e hijos, sería posible también estudiar la movilidad intergeneracional controlando tanto por la edad de los hijos como por la de los padres. De esta manera, se podría detectar la posible presencia de efectos de ciclo de vida que, potencialmente, interactúan con los efectos de cohorte.

42 M. Binder y C. Woodruff., *op. cit.*; R. De Hoyos, *et al.*, *op. cit.*; F. Torche, *op. cit.*

43 M. Binder y C. Woodruff., *op. cit.*, pp. 261-262.

44 *Ibid.*

45 R. De Hoyos, *et al.*, *op. cit.*



Referencias

- Anderson, T. W. y Leo A. Goodman, "Statistical Inference about Markov Chains", *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 28, núm. 1, 1957, pp. 89-110.
- Banerjee, Abhijit y Andrew Newman, "Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of Political Economy*, vol. 101, núm. 2, 1993, pp. 274-298.
- Bartholomew, D. J., *Stochastic Models for Social Processes*, Chichester, Wiley, 1982.
- Becker, Gary y Nigel Tomes, "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, vol. 4, núm. 3, 1986, pp. 1-39.
- Billingsley, Patrick, "Statistical Methods in Markov Chains", *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 32, núm. 1, 1961, pp. 12-40.
- Binder, Melissa y Christopher Woodruff, "Inequality and Intergenerational Mobility in Schooling: the Case of Mexico", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 50, núm. 2, 2002, pp. 249-67.
- Collins, Lyndhurst, "Estimating Markov Transition Probabilities from Micro-unit Data", *Applied Statistics*, vol. 23, núm. 3, 1974, pp. 355-371.
- Cowell, Frank, "Measures of Distributional Change: An Axiomatic Approach", *Review of Economic Studies*, vol. 52, núm. 1, 1985, pp. 135-151.
- Dardanoni, Valentino, "Income Distribution Dynamics: Monotone Markov Chains Make Light Work", *Social Choice and Welfare*, vol. 12, núm. 2, 1995, pp. 181-192.
- Dardanoni, Valentino, "Measuring Social Mobility", *Journal of Economic Theory*, vol. 61, núm. 2, 1993, pp. 372-394.
- De Hoyos, Rafael, Juan M. Martínez y Miguel Székely, "Educación y movilidad social en México", en Julio Serrano y Florencia Torche (eds.) *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento*, México, Centro de Estudios Espinosa Yglesias, 2010, pp. 71-134.
- Duflo, Esther, "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*, vol. 91, núm. 4, 2001, pp. 795-813.
- Everitt, B. S., *The Analysis of Contingency Tables, Monographs on Statistics and Applied Probability*, Londres, Chapman and Hall, 1992.
- Fields, Gary y Efe A. Ok, "Measuring Movements of Income", *Economica*, vol. 66, núm. 264, 1999, pp. 455-71.
- Fields, Gary y Efe A. Ok, "The Meaning and Measurement of Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, vol. 71, núm. 2, 1996, pp. 349-377.
- Formby, John, W. James Smith y Buhong Zheng, "Mobility Measurement, Transition Matrices and Statistical Inference", *Journal of Econometrics*, vol. 120, núm. 1, 2004, pp. 181-205.
- Galor, Oded y Joseph Zeira, "Income Distribution and Macroeconomics", *The Review of Economic Studies*, vol. 60, núm. 1, 1993, pp. 35-52.
- Hertz, Tom, Tamara Jayasundera, Patrizio Piraino, Sibel Selcuk, Nicole Smith y Alina Verashchagina, "The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-year Trends", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 7, núm. 2, 2007, pp. 1-46.
- Piketty, Thomas, "Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility", en A.B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.) *Handbook of Income Distribution*, Oxford, Elsevier, 1ª ed., vol. 1, 2000, pp. 429-476.
- Reardon, Sean y Glenn Firebaugh, "Measures of Multigroup Segregation", *Sociological Methodology*, vol. 32, núm. 1, 2002, pp. 33-67.
- Schluter, Christian y Dirk Van de Gaer, "Upward Structural Mobility, Exchange Mobility, and Subgroup Consistent Mobility Measurement: US-German Mobility Rankings Revisited", *Review of Income and Wealth*, vol. 57, núm. 1, 2011, pp. 1-22.
- Shorrocks, A. F., "The Measurement of Mobility", *Econometrica*, vol. 46, núm. 5, 1978, pp. 1013-24.
- Silber, Jacques y Gastón Yalonetzky, "Measuring Inequality in Life Chances with Ordinal Variables", en Juan G. Rodríguez (ed.) *Inequality of Opportunity: Theory and Measurement, (Research on Economic Inequality, Volume 19)*, U.K., Emerald, 2011, pp. 77-98.
- Torche, Florencia, "Cambio y persistencia de la movilidad intergeneracional en México", en Julio Serrano y Florencia Torche (eds.) *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento*, México, Centro de Estudios Espinosa Yglesias, 2010, pp. 71-134.
- Van de Gaer, Dirk, Erik Schokkaert y Michel Martínez, "Three Meanings of Intergenerational Mobility", *Economica*, vol. 68, núm. 272, 2001, pp. 519-537.
- Vélez-Grajales, Roberto, Raymundo Campos-Vázquez y Claudia E. Fonseca, "El concepto de movilidad social: dimensiones, medidas y estudios en México", en Raymundo Campos, Juan E. Huerta y Roberto Vélez Grajales (eds.) *Movilidad social en México. Constantes de la desigualdad*, México, Centro de Estudios Espinosa Yglesias, 2012, pp. 27-76.
- Yalonetzky, Gastón, "A Dissimilarity Index of Inequality of Opportunity", *Journal of Economic Inequality*, vol. 10, núm. 3, 2012, pp. 343-73.
- Yalonetzky, Gastón, "Essays on Economic Mobility", tesis doctoral, Universidad de Oxford, 2008.
- Yalonetzky, Gastón, "Three Meanings of Intergenerational Mobility: A Follow-up", mimeo, 2012.