



Centro de Estudios®  
Espinosa Yglesias

PROMOVEMOS LA IGUALDAD  
DE OPORTUNIDADES

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

Autor:

Gastón Yalonetzky  
*University of Leeds*

Documento de trabajo no.

08/2015

Centro auspiciado por:



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

Gastón Yalonetzky<sup>^</sup>

Septiembre 2015

## Resumen

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

Palabras clave: movilidad intergeneracional, matrices de transición.

*JEL: J62, O15*

---

\* Artículo por publicarse en Vélez-Grajales, Huerta-Wong y Campos-Vázquez (eds.) (2015). *México, ¿el motor inmóvil?* México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.

<sup>^</sup> University of Leeds, OPHI. Email: [G.Yalonetzky@leeds.ac.uk](mailto:G.Yalonetzky@leeds.ac.uk). Agradezco mucho los comentarios de Roberto Vélez, tres evaluadores anónimos y de los participantes en la conferencia del Banco Mundial "Inequality of what? Outcomes, opportunities and fairness", Junio 2012.

## 1. Introducción

Los estudios recientes de movilidad social en varias dimensiones del bienestar (ingreso, educación, ocupación, etc.) revelan que la sociedad mexicana permanece aún “altamente estratificada”, a pesar de los aumentos absolutos en los indicadores del bienestar (Vélez et al. 2012, p. 57). Es decir, el origen socioeconómico continúa siendo un determinante importante del bienestar individual, y para las personas cuyo origen socioeconómico es desventajoso, “las posibilidades de movilidad ascendente son limitadas.” (Vélez et al., 2012, p. 60).

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. (2007). Aquel 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 (EMOVI 2006). Empleando distintos métodos estadísticos, dos estudios de movilidad educativa usando la EMOVI 2006, de Hoyos et al. (2010) y Torche (2010), 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. Estudios previos como el de Binder y Woodruff (2002), 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 perfectamente.

Ahora, con la segunda encuesta (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 Hertz et al. (2007). Más aun, se cuenta 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 intergeneracional 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, para cada sexo por separado, la posible presencia de quiebres estructurales en las matrices de transición a lo largo de las distintas cohortes. Este análisis se basa en el cómputo de matrices de transición y busca cuantificar qué tan diferentes, entre ciertos grupos (por ejemplo, hombres versus mujeres), son las distintas probabilidades de alcanzar cada nivel educativo, condicionadas por distintos niveles educativos de los padres. La motivación de este análisis parte de 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. 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 and Goodman (1957), 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. Interesantemente, muchos de los estudios más recientes de movilidad educativa en México no clarifican el significado concreto de movilidad intergeneracional que sus métodos estadísticos empleados capturan. Sin embargo, la literatura identifica varios significados, cuya equivalencia en aplicaciones empíricas no puede considerarse garantizada *a priori*. Puntualmente, Van de Gaer et al. (2001) identifican tres significados fundamentales de la movilidad intergeneracional: movilidad como movimiento, movilidad como igualdad de oportunidades y movilidad como ecualización de chances en la vida. 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 *acumuladas* filiales de la educación condicionadas por distintos niveles educativos paternos; es decir, 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, en lugar de las acumuladas. Es decir, en el tercer significado, el orden de las categorías filiales (por ejemplo, primaria completa es menos deseable que secundaria completa) no es relevante. Claramente, el tercer significado es más relevante en el caso de variables categóricas, mientras que el segundo lo es para variables ordinales.

De esta manera, este trabajo es el primero que contabiliza los tres significados de la movilidad intergeneracional de la educación en México, de manera explícita. 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 (2012b). Finalmente, el significado de movilidad como igualdad de chances en la vida se captura con dos índices de otra familia propuesta también por Yalonetzky (2012b).

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. Es decir, 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.

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. A continuación, 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 metodología<sup>1</sup>

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 (por ejemplo, véase Becker and Tomes, 1986; Galor and Zeira, 1993; Banerjee and Newman, 1993; Picketty, 1999). 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 (Duflo, 2001). 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 aun, 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; como, por ejemplo, aquellos, como el de esta investigación, que emplean matrices de transición y sus índices de movilidad respectivos. La figura 2.1 clarifica este punto, mostrando cuatro pares de padres e hijos. El par A está compuesto de 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). Obviamente, en una base de datos encontraremos más cohortes de padres e hijos combinados. Pero con aquellas de la figura 2.1 es suficiente para introducir la notación y explicar las pruebas de homogeneidad de Anderson y Goodman.

Comenzamos introduciendo la notación, con la variable para el atributo de bienestar (por ejemplo, educación), medido discretamente en el periodo o cohorte  $t$ :  $E(t) \in [1, E_{\text{tope}}] \subset \mathbb{N}_+$ . 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  $E(PV) = j$ .  $N_{.j}^{HV,PV} \equiv \sum_{i=1}^{E_{\text{tope}}} N_{ij}^{HV,PV}$  es el número total de padres en la población que pertenecen a

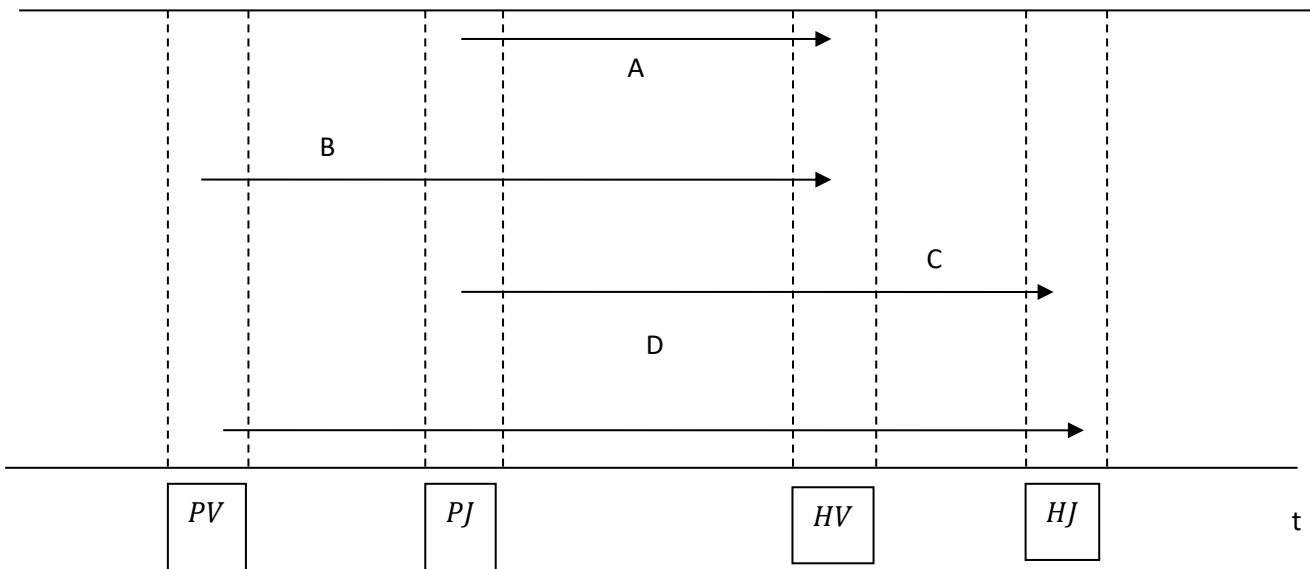
<sup>1</sup> La primera parte de esta sección, hasta la presentación de las pruebas de Anderson y Goodman, inclusive, se basa en el cuarto capítulo de Yalowitzky (2008).

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

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

Algunos recientes índices de movilidad (por ejemplo aquellos de Silber y Yalonetzky, 2011) emplean distribuciones acumuladas de probabilidad. Como en este trabajo usamos uno de estos índices, conviene aquí introducir la notación de probabilidad acumulada:  $F_{i|j}^{HV,PV} \equiv \sum_{s=1}^i p_{s|j}^{HV,PV}$ .

**Figura 2.1 Cuatro casos de transmisión intergeneracional de atributos del bienestar**



*Prueba de homogeneidad de matrices de transición de Anderson y Goodman (1957)*

La prueba de homogeneidad de Anderson y Goodman (1957) considera las siguientes hipótesis:  $H_0: M^{HV,PV} = M^{HV,PJ}$  y  $H_a: M^{HV,PV} \neq M^{HV,PJ}$ . Anderson y Goodman emplean el estadístico de Pearson para tablas de contingencia, pero expresado en términos de probabilidades de una matriz de transición:<sup>2</sup>

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

<sup>2</sup> Los autores también consideran el estadístico de máxima verosimilitud logarítmica. Ambos son asintóticamente equivalentes.

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 muestral asintótica de chi-cuadrado con  $(G - 1)E_{topo}(E_{topo} - 1)$  grados de libertad.<sup>3</sup>

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 replicaciones, o clonaciones, de las poblaciones. Es decir, 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:

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

En donde  $N = \sum_{j=1}^{E_{topo}} \sum_{g=1}^G N_j^g$ . Las propiedades que cumple  $PC$  se discuten en Yalonetzky (2012a).<sup>4</sup>

### *Índices de movilidad intergeneracional<sup>5</sup>*

El análisis de tendencias en la movilidad intergeneracional de la educación requiere la elección de índices de movilidad. En este trabajo se eligen índices basados exclusivamente en matrices de transición; no sólo porque el análisis de

<sup>3</sup> 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 Billingsley (1961), se considera que la presencia de ceros comunes en las matrices 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 Collins (1973), 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 Collins (1973).

<sup>4</sup> Siguiendo la sugerencia de Everitt (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.

<sup>5</sup> Esta sub-sección se basa, en gran parte, en Yalonetzky (2012b).

heterogeneidad emplea estas matrices, sino porque la variable de bienestar, niveles de educación, es discreta. Por ello no tiene sentido emplear índices de movilidad que sean sensibles a las distancias entre los valores paternos y filiales de la variable.<sup>6</sup>

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 (2001). Con esta información, queda claro luego 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  $T_{\varepsilon}^{k,l;q,r}[M] \equiv \tilde{M}$ , sí y solo sí:

$$\begin{aligned}\widetilde{p}_{k|q} &= p_{k|q} - \varepsilon \\ \widetilde{p}_{k|r} &= p_{k|r} + \varepsilon \\ \widetilde{p}_{l|q} &= p_{l|q} + \varepsilon \\ \widetilde{p}_{l|r} &= p_{l|r} - \varepsilon \\ \widetilde{p}_{i|j} &= p_{i|j} \quad \forall i, j \neq kl; qr\end{aligned}$$

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 columnas,  $\Xi^C$ . Análogamente,  $M^F$  resulta de permutar filas de  $M$  empleando el operador de permutaciones de filas,  $\Xi^F$ .

Axiomas de significado:

Como lo explican van de Gaer et al. (2001) 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. A diferencia del segundo significado, en el tercero los distintos valores de la variable no tienen atractivo relativo, es decir, la variable es discreta pero no ordinal. En consecuencia, se considera mayor movilidad

<sup>6</sup> Ejemplos de estos índices incluyen el trabajo de Cowell (1985), Fields y Ok (1996,1999) y Schluter y van de Gaer (2011).



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  $\widetilde{F}_{i|q} \geq \widetilde{F}_{i|r} \forall i \in [1, E_{\text{tope}}]$ ; entonces  $\mathcal{M} [T_{\varepsilon}^{k,l;q,r} [M]] > M[M]$ .

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

Axiomas de permutación:

Van de Gaer et al. (2001) introducen dos axiomas de permutación. 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 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 (1978) 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,  $I$ . Una versión alternativa de inmovilidad, propuesta por van de Gaer et al. (2001) 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  $I$  (incluyendo, por supuesto, la misma matriz identidad). 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. 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:  $p_{i|1} = p_{i|2} = \dots = p_{i|E_{\text{tope}}} \forall i \in [1, E_{\text{tope}}]$ . 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:  $M^M \equiv (p_1, p_2, \dots, p_{E_{tope}})' 1_{E_{tope}}$ .<sup>7</sup> Siguiendo a van de Gaer et al. (2001), este trabajo se concentra en el axioma de máxima movilidad fuerte, o perfecta movilidad, el cual se expresa formalmente así:

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

Corresponde, ahora, mencionar las contradicciones entre los axiomas mencionados. Van de Gaer et al. (2001, p. 524-5), demuestran las siguientes contradicciones:

- Teorema 1: MOV y PM son incompatibles. Es decir, se puede obtener mayor movilidad de movimiento, más allá de la situación de movilidad perfecta (representada por la matriz de columnas idénticas), sustrayendo aun 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. Es decir, 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, 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 no es, en general, compatible con los otros dos significados. Asimismo, en vista de que ECV es compatible con FP, el teorema 4 indica que IDO y ECV no son, en general, compatibles. Es decir, para algunas comparaciones de movilidad entre matrices, los ordenamientos producidos por distintos índices dependerán del significado de movilidad que estén capturando.<sup>8</sup>

Considerando 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 aquellos de significado. Es decir, capturan distintas nociones

<sup>7</sup> Nótese las transposiciones respectivas de los dos vectores.

<sup>8</sup> Para un análisis de las situaciones en las que los tres significados son reconciliables véase Yalonetzky (2012b).

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 la Tabla 2.1 figuran los índices elegidos. El primero,  $ST$ , es el índice de la traza de Shorrocks. Como explican van de Gaer et al. (2001), el índice satisface MOV. 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, siendo insensible a cambios fuera de la diagonal, no satisface IDO ni ECV. Sin embargo, puede satisfacer PM (Shorrocks, 1978) y PP en el caso de matrices con diagonal cuasi-máxima y/o en el caso de matrices monótonas.<sup>9</sup>

**Tabla 2.1 Índices de movilidad basados exclusivamente en matrices de transición**

Índice	Axiomas satisfechos	Fuente
$ST = \frac{E_{t\text{tope}} - \sum_{i=1}^{E_{t\text{tope}}} p_{i i}}{E_{t\text{tope}} - 1}$	MOV, IM	Shorrocks (1978)
$B2 = \frac{1}{E_{t\text{tope}}(E_{t\text{tope}} - 1)} \sum_{j=1}^{E_{t\text{tope}}} \sum_{i=1}^{E_{t\text{tope}}} p_{i j}  i - j $	MOV, IM	Bartholomew (1982)
$O^1 = 1 - \frac{3}{E_{t\text{tope}}^2 - 1} \sum_{j=1}^{E_{t\text{tope}}} \sum_{i=1}^{E_{t\text{tope}}}  F_{i j} - F_i^{\text{prom}} $	IOD (débil), AN, PM, IM, PP	Yalonetzky (2012b)
$O^2 = 1 - \frac{6}{E_{t\text{tope}}^2 - 1} \sum_{j=1}^{E_{t\text{tope}}} \sum_{i=1}^{E_{t\text{tope}}}  F_{i j} - F_i^{\text{prom}} ^2$	IOD, AN, PM, IM, PP	Yalonetzky (2012b)
$C^1 = 1 - \frac{1}{2(E_{t\text{top}} - 1)} \sum_{j=1}^{E_{t\text{top}}} \sum_{i=1}^{E_{t\text{top}}}  p_{i j} - p_i^{\text{prom}} $	ECV (débil), AN, FP, PM, IM, PP	Yalonetzky (2012b)
$C^2 = 1 - \frac{1}{(E_{t\text{top}} - 1)} \sum_{j=1}^{E_{t\text{top}}} \sum_{i=1}^{E_{t\text{top}}}  p_{i j} - p_i^{\text{prom}} ^2$	ECV, AN, FP, PM, IM, PP	Yalonetzky (2012b)

El segundo índice,  $B2$ , es una variante de uno de los índices propuestos por Bartholomew (1982). En el índice original Bartholomew pesa la expresión  $\sum_{i=1}^{E_{t\text{tope}}} p_{i|j} |i - j|$  empleando  $\bar{p}_j$ , es decir la probabilidad ergódica de obtener el valor  $j$ . El problema con pesar así es que el índice no satisface MOV (Shorrocks, 1978). Sin embargo, pesando con  $\frac{1}{E_{t\text{tope}}}$ , tal como aparece en la tabla 2.1,  $B2$  sí satisface MOV. El índice también satisface IM. Ningunos de los demás axiomas es satisfecho por este índice. Sin embargo, si se imponen las restricciones de quasi-máxima

<sup>9</sup> Las matrices con diagonal cuasi-máxima siempre tener valores positivos en su diagonal. Para una definición rigurosa véase Shorrocks (1978). 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:  $F_{i|j} \geq F_{i|j+1} \forall i \in [1, E_{t\text{tope}}], j \in [1, E_{t\text{tope}} - 1]$ . Para un tratamiento exhaustivo de las propiedades de las matrices monótonas véase Dardanoni (1993, 1995).

diagonalidad y/o monotonicidad, el índice también satisface PP y PM. Este índice también solamente captura movilidad como movimiento.

Los índices  $O^1$  y  $O^2$  son dos miembros de una familia de índices propuesta por Yalonetzky (2012b).<sup>10</sup> Ambos comparan cada probabilidad acumulada condicional,  $F_{i|j}$ , contra el promedio no ponderado para su valor filial respectivo, es decir:  $F_i^{prom} \equiv \frac{1}{E_{tople}} \sum_{j=1}^{E_{tople}} F_{i|j}$ .  $O^2$  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  $\widetilde{F}_{l|q} \geq \widetilde{F}_{l|r} \forall i \in [1, E_{tople}]$ ; entonces  $\mathcal{M} \left[ T_{\varepsilon}^{k,l;q,r} [M] \right] \geq \mathcal{M} [M]$ .

Finalmente, los índices  $C^1$  y  $C^2$  son dos miembros de una familia de índices propuesta por Yalonetzky (2012).<sup>11</sup> Ambos índices comparan cada probabilidad condicional,  $p_{i|j}$ , contra el promedio no ponderado para su valor filial respectivo, es decir:  $p_i^{prom} \equiv \frac{1}{E_{tople}} \sum_{j=1}^{E_{tople}} p_{i|j}$ .  $C^2$  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 monotonicidad el índice también satisface MOV. De modo que, como mínimo, el índice captura una noción de movilidad como ecualización 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  $\mathcal{M} \left[ T_{\varepsilon}^{k,l;q,r} [M] \right] \geq \mathcal{M} [M]$ .

### *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. Es decir, 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 de la tabla 2.2.

<sup>10</sup> A su vez basada en el trabajo de Silber y Yalonetzky (2011).

<sup>11</sup> A su vez basada en el trabajo de Reardon y Firebaugh (2002).

**Tabla 2.2 Evolución hipotética de las matrices de transición de dos poblaciones**

	A			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

La tabla 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 es fácil 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 posición 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, a la misma 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, al mismo tiempo, la movilidad según *ST* 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.

La tabla 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. (2010) emplean exactamente los mismos cortes etarios, pero *partiendo del 2006*, de modo que sus cohortes se yuxtaponen imperfectamente con las de este trabajo. Torche (2010), en cambio, usa cohortes distintas, considerando solamente las personas mayores de 30 años y partiendo también del 2006 (ya que usa la EMOVI de aquel año). Estos detalles deberán ser tenidos en cuenta a la hora de comparar los resultados de distintos estudios, y con respecto a los de este trabajo. En cualquier caso, idealmente 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. Idealmente también el análisis controlaría por las cohortes paternas (paternas y maternas). En este trabajo se descartó esta posibilidad porque, si bien hay preguntas sobre la edad de los padres en la encuesta, la proporción de no respuesta para estas preguntas 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 es medido 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 Segunda Encuesta de Movilidad Social en México, p. 7). Nótese que otros estudios emplean variables diferentes para medir el nivel educativo. Por ejemplo, Binder y Woodruff (2002), junto con De Hoyos et al. (2010), usan los años de escolaridad, mientras que Torche (2010) usa una variable de logro educacional que se divide en cinco categorías. Estas diferencias también deben ser tomadas en cuenta a la hora de comparar los resultados.

**Tabla 3.1 Muestras**

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

A continuación se discuten las matrices de transición de niveles educativos por cohorte para las combinaciones padre-hijo. La tabla 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).

**Tabla 3.2 Padre-Hijo Cohorte 1: 25-34**

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Menos que primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos de primaria completa	10.51	2.68	1.22	0.00	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

En la tabla 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 (la de la cohorte 1, en la tabla 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 es considerado como mejor desde una perspectiva individual. Sin embargo, interesantemente, 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.

**Tabla 3.3 Padre-Hijo Cohorte 2: 35-44**

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Menos que primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos que primaria completa	19.09	4.35	2.74	0.00	13.53
Primaria completa	28.36	17.39	6.85	0.00	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

En la tabla 3.4 se encuentra la matriz de transición para la cohorte de hijos de 45 a 54 años de edad. A diferencia 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.

**Tabla 3.4. Padre-Hijo Cohorte 3: 45-54**

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Menos que primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos que primaria completa	22.24	1.52	5.41	0.00	17.29
Primaria completa	35.17	22.73	9.46	0.00	30.59
Secundaria completa	38.49	68.94	55.41	30.00	44.59
Universidad completa	4.10	6.82	29.73	70.00	7.13
Tamaño de la muestra	634	132	74	10	850

Finalmente, la tabla 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. Interesantemente, 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 quasi-máxima.

Corresponde ahora comentar las matrices de transición para mujeres conectadas a sus madres. La tabla 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.



**Tabla 3.5 Padre-Hijo Cohorte 4: 55-64**

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Menos que primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos que primaria completa	50.67	11.24	4.17	0.00	44.71
Primaria completa	27.88	37.08	4.17	0.00	27.82
Secundaria completa	16.76	41.57	50.00	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

**Tabla 3.6 Madre-Hija Cohorte 1: 25-34**

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Menos que primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos que primaria completa	13.16	2.23	1.10	0.00	7.48
Primaria completa	28.22	13.97	3.96	0.00	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

La tabla 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.

La tabla 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. Interesantemente 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 puede 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%).

**Tabla 3.7 Madre-Hija Cohorte 2: 35-44**

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Menos que primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos que primaria completa	17.06	4.72	1.08	0.00	12.93
Primaria completa	29.99	17.32	5.38	0.00	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

**Tabla 3.8 Madre-Hija Cohorte 3: 45-54**

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Menos que primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos que primaria completa	32.75	10.61	4.11	0.00	27.28
Primaria completa	30.72	21.97	8.22	0.00	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

Finalmente la tabla 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 quasi-máxima.

**Tabla 3.9 Madre-Hija Cohorte 4: 55-64**

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Menos que primaria completa	Primaria completa	Secundaria completa	Universidad completa	
Menos que primaria completa	56.36	4.76	12.50	0.00	51.29
Primaria completa	30.10	34.92	25.00	0.00	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

#### 4. Resultados

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

La tabla 4.1 muestra los resultados de las pruebas de homogeneidad entre matrices de hijos y matrices de hijas, por cohorte. Con un nivel de significado 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 significado 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 significado. Es decir, la principal fuente de diferencias entre matrices de hombres y mujeres está en las distribuciones condicionadas por niveles educativos bajos de los padres.<sup>12</sup> De acuerdo con los índices Pearson-Cramer, los cuales 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 jóvenes; desde casi 0.29 para la cohorte 4 hasta poco más de 0.08 para la cohorte 1.

En la tabla 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 p de más de 5%. En esta misma comparación la primera columna es la única columna

<sup>12</sup> 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.

para la cual se rechaza la nula de homogeneidad. Reflejando estos resultados el valor más bajo del índice Pearson-Cramer para estas tres 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%.

**Tabla 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	32.89883	0.001004***	2,3,4	0.08247
2: 35-44	18.53818	0.1003	2,3,4	0.097633
3: 45-54	36.99746	0.000224***	3,4	0.174643
4: 55-64	34.84769	0.000495***	2,3,4	0.288556

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

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

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

**Tabla 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

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

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

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

En la tabla 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 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 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.

**Tabla 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

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

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

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

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

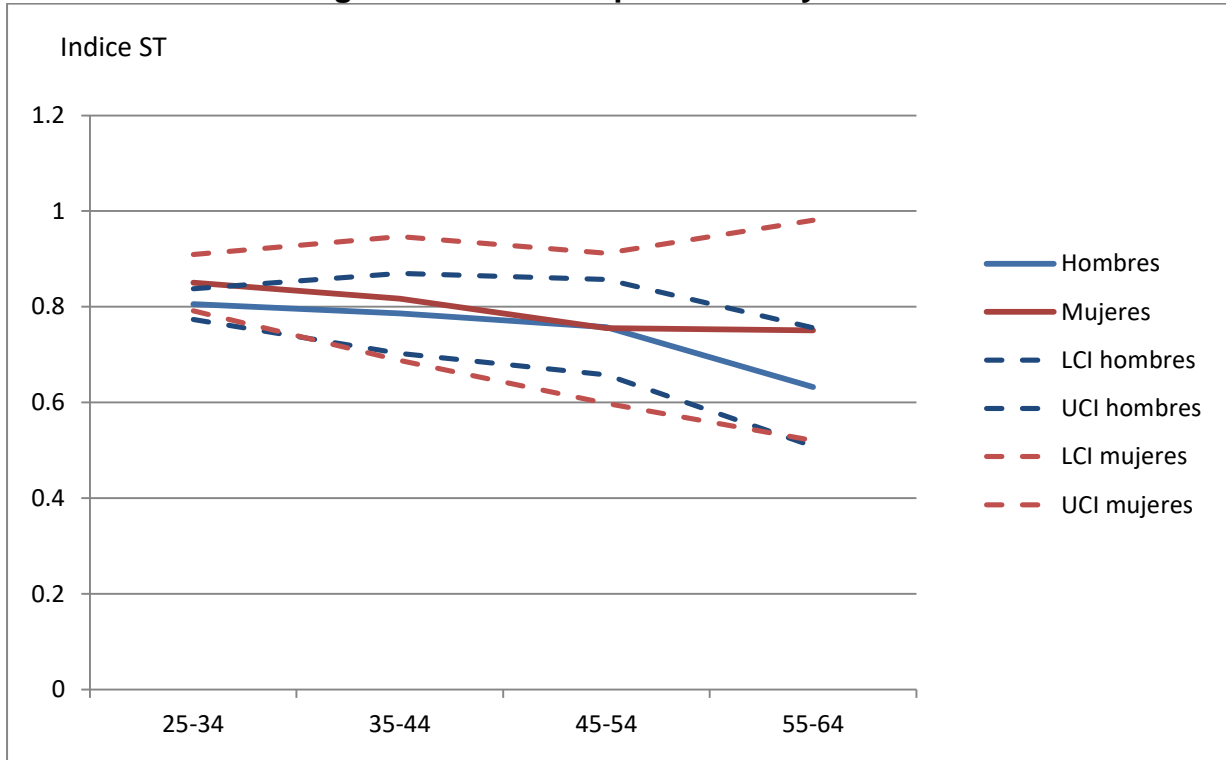
La mitad izquierda de la tabla 4.4, junto con la figura 4.1, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad *ST*. Tanto para los hombres como para las mujeres se manifiesta un aumento en la movilidad como movimiento, desde las cohortes más viejas hacia las más jóvenes. En las cohortes 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, de acuerdo con los intervalos de confianza (figura 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 de la tabla 4.4, junto con la figura 4.2, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad *B2*. Estos resultados confirman aquellos para *ST*: 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 sorprende que la diferencia de movilidad entre sexos no sea estadísticamente significativa (figura 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 falta de precisión en los índices para las cohortes femeninas mayores es la responsable.

**Tabla 4.4 Índices de movilidad como movimiento por cohorte y sexo**

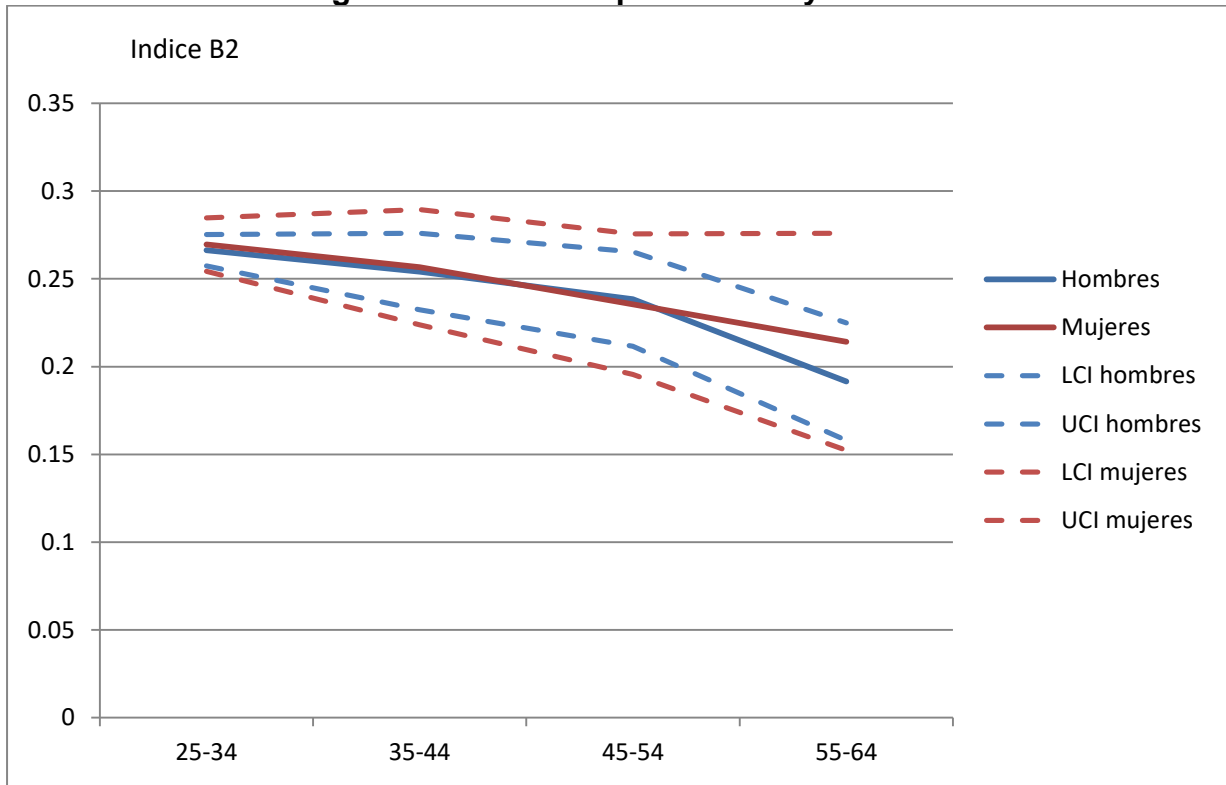
Índice	<i>ST</i>		<i>B2</i>	
	Hijos	Hijas	Hijos	Hijas
1: 25-34	0.80691	0.85054	0.26693	0.26982
2: 35-44	0.78829	0.81907	0.25477	0.25769
3: 45-54	0.76543	0.76053	0.24045	0.23675
4: 55-64	0.63175	0.75128	0.19162	0.21463

**Figura 4.1 Índice *ST* por cohorte y sexo\***



\*LCI y UCI: Intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestreos.

**Figura 4.2 Índice *B2* por cohorte y sexo\***



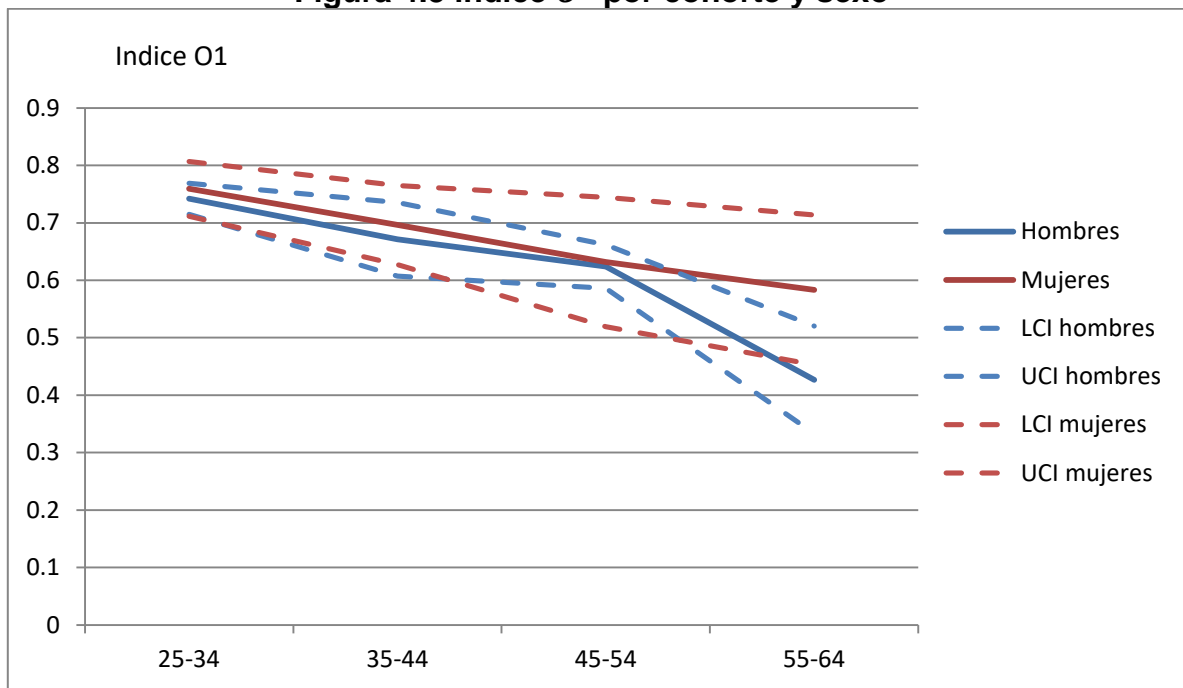
\*LCI y UCI: Intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestreos.

La mitad izquierda de la tabla 4.5, junto con la figura 4.3, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad  $O^1$ . Sorprendentemente los resultados se asemejan a los ya observados para los índices previos que miden movilidad como movimiento. Es decir, se observa 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.

**Tabla 4.5 Índices de movilidad como igualdad de oportunidades por cohorte y sexo**

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

**Figura 4.3 Índice  $O^1$  por cohorte y sexo\***

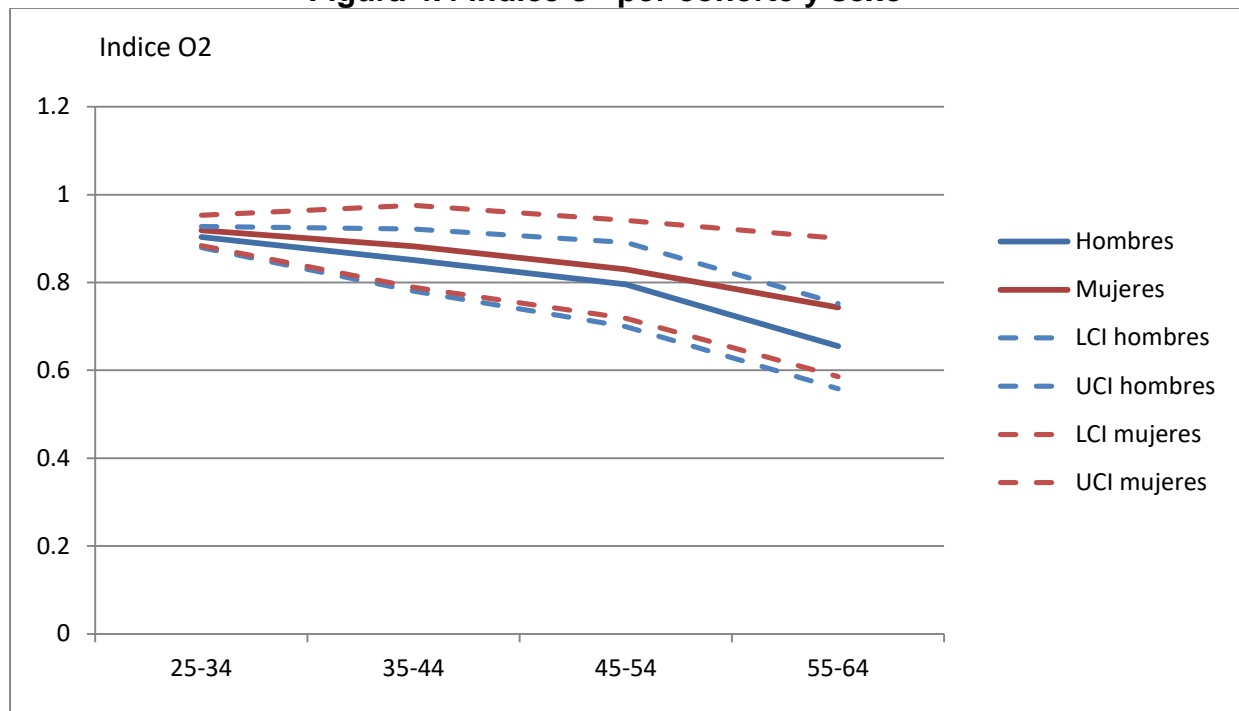


\*LCI y UCI: Intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestreos.

La mitad derecha de la tabla 4.5, junto con la figura 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. Nuevamente las diferencias entre sexos no son estadísticamente significativas.

**Figura 4.4 Índice  $O^2$  por cohorte y sexo\***



\*LCI y UCI: Intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestros.

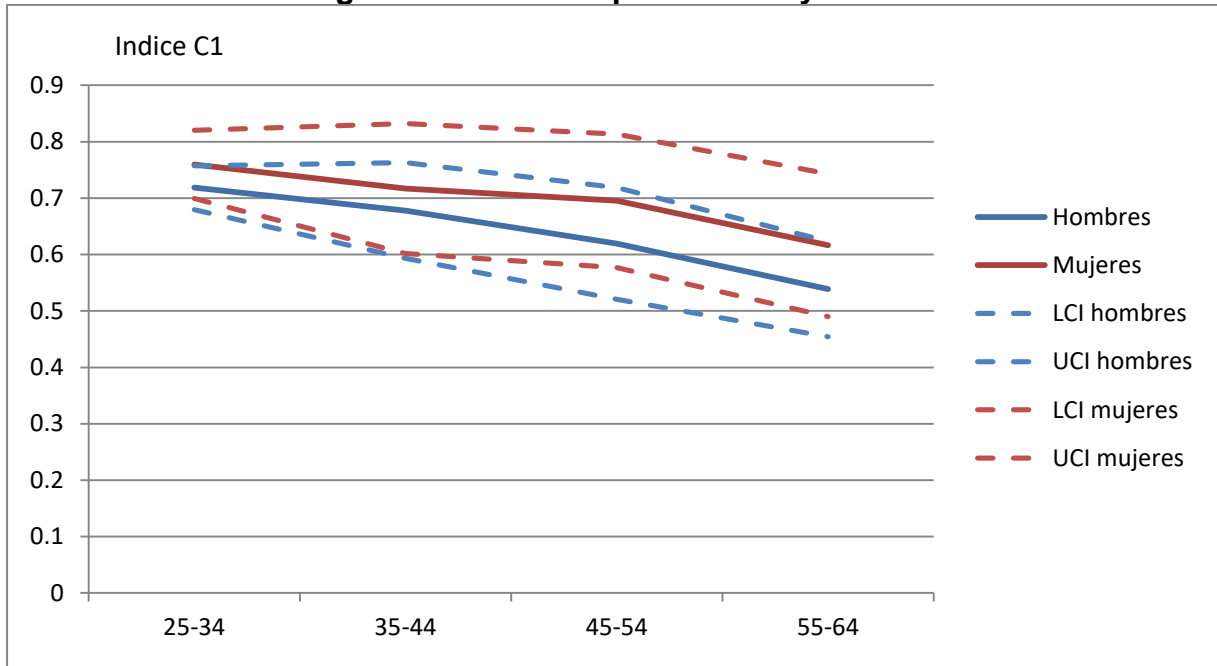
La mitad izquierda de la tabla 4.6, junto con la figura 4.5, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice  $C^1$ . Nuevamente, los resultados son similares a aquellos observados para otros índices, pero midiendo movilidad como ecualización de chances en la vida. Un aumento de la movilidad para hombres y mujeres es manifiesto, pero el significativo aumento inicial para las cohortes mayores de hombres, encontrado para otros índices, es ahora ausente. Por otra parte, la brecha entre los valores femeninos y masculinos es mayor, aunque siempre con substancial yuxtaposición entre los intervalos de confianza respectivos. Entre los hombres, la diferencia entre la movilidad de las cohortes extremas es estadísticamente significativa.

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

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



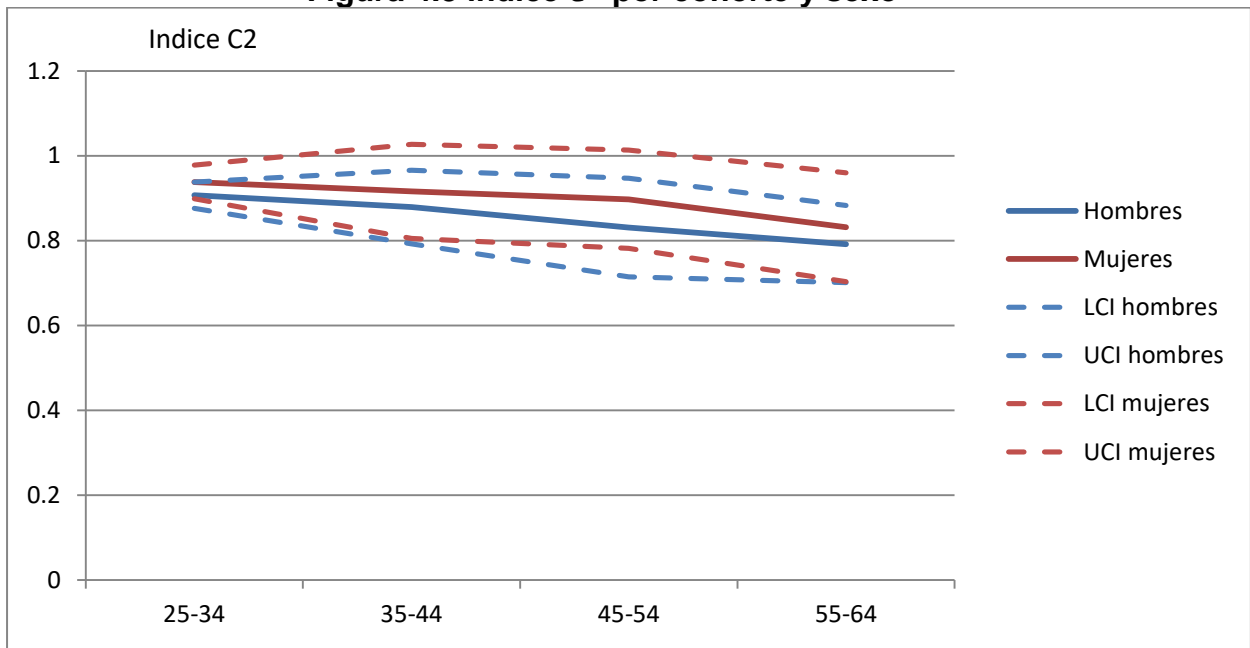
**Figura 4.5 Índice  $C^1$  por cohorte y sexo\***



\*LCI y UCI: Intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestreos.

Finalmente, la parte derecha de la tabla 4.6, junto con la figura 4.6, muestra los resultados por cohorte y genero 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.

**Figura 4.8 Índice  $C^2$  por cohorte y sexo\***



\*LCI y UCI: Intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestreos.

## 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 (2002), De Hoyos et al. (2010) y Torche (2010), 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 en la movilidad experimentado previamente. Binder y Woodruff (2002, p. 261-2) 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 escuelas secundarias) como a la crisis económica que incluyó la cesación de pagos internacionales en 1982.

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 aun, a diferencia de los estudios más recientes, Binder y Woodruff (2002) emplean una base de datos distinta y más antigua. Si bien es notable que las conclusiones sean muy parecidas a pesar de las diferencias metodológicas, ninguno de los estudios previos explica el significado *axiomático* de movilidad que está capturando.

En contraste, en este trabajo se encuentra un aumento monótonico 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 son corroborados por varios índices. Más aun, 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 aquellas 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. (2010), nació entre 1972 y 1981. ¿Será posible que los cinco años de diferencia incluyan ya a mexicanos jóvenes de orígenes desventajados cuyas oportunidades educativas volvieron a mejorar a medida 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?

Es claro entonces 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.

Considerando 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, 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.

## Bibliografía

- Anderson, T. y L. Goodman (1957) "Statistical inference about Markov chains", *The Annals of Mathematical Statistics* 28(1): 89-110.
- Bartholomew, D.J. (1982) *Stochastic models for social processes*, Wiley.
- Billingsley, P. (1961), "Statistical methods in Markov chains", *The Annals of Mathematical Statistics*, 32(1): 12-40.
- Binder, M. y C. Woodruff (2002) "Inequality and intergenerational mobility in schooling: the case of Mexico", *Economic Development and Cultural Change* 50(2): 249-67.
- Collins, Lyndhurst (1974), "Estimating Markov transition probabilities from Micro-unit data", *Applied Statistics*, 23(3): Royal Statistical Society.
- Cowell, F. (1985) "Measures of distributional change: an axiomatic approach", *Review of Economic Studies*, LII: 135-51.
- Dardanoni, V. (1993) "Measuring social mobility", *Journal of Economic Theory* 61: 372-94.
- Dardanoni, V. (1995) "Income distribution dynamics: monotone Markov chains make light work", *Social Choice and Welfare* 12: 181-92.
- De Hoyos, R., J.M. Martínez y M. Szekely (2010) "Educación y movilidad social en México", en J. Serrano y F. Torche (Eds) *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento*, Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY), p. 71-134.
- Everitt, B. S., *The analysis of contingency tables*, Monographs on statistics and applied probability, London: Chapman and Hall, 1992.
- Fields, G. and E. Ok (1996) "The meaning and measurement of income mobility", *Journal of Economic Theory*, 71: 349-77.
- Fields, G. and E. Ok (1999) "Measuring movements of income", *Economica*, 66(264): 455-71.
- Formby, J., W.J. Smith, y B. Zheng (2004) "Mobility measurement, transition matrices and statistical inference", *Journal of Econometrics* 120: 181-205.
- Hertz, T., T. Jayasundera, P. Piraino, S. Selcuk, N. Smith, y A. Verashchagina (2007) "The inheritance of educational inequality: international comparisons and fifty-year trends", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7(2): 1-46.
- Schluter, C. and van de Gaer (2011) "Upward structural mobility, exchange mobility, and subgroup consistent mobility measurement: US-German mobility rankings revisited", *Review of Income and Wealth*, 57(1): 1-22.
- Silber, J. y G. Yalonetzky (2011) "Measuring inequality in life chances with ordinal variables", in J. Bishop (Ed.), *Research on Economic Inequality*, Volume 19, Chapter 4: 77-98. Emerald.
- Shorrocks, A. (1978) "The measurement of mobility", *Econometrica* 46(5): 1013-24.
- Torche, F. (2010) "Cambio y persistencia de la movilidad intergeneracional en México", en J. Serrano y F. Torche (Eds) *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento*, Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY), p. 71-134.
- Van de Gaer, D., E. Schokkaert, y M. Martínez (2001) "Three meanings of intergenerational Mobility", *Economica* 68(272): 519-37.
- Velez, R., R.M. Campos y C. Fonseca (2012) "El concepto de movilidad social: dimensiones, medidas y estudios en México", en Campos, R., J. Huerta y R.

- Velez (Eds) *Movilidad social en México: constantes de la desigualdad*, Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY), p. 27-76.
- Yalonetzky, G. (2008) *Essays on economic mobility*. DPhil Thesis, University of Oxford.
- Yalonetzky, G. (2012a) "A dissimilarity index of inequality of opportunity", *Journal of Economic Inequality*, 10(3): 343-73.
- Yalonetzky, G. (2012b) "Three meanings of intergenerational mobility: A follow-up", mimeo.