



Centro de Estudios Espinosa Yglesias

DOCUMENTO DE TRABAJO

No. 015/2015

Octubre

**MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE LA EDUCACIÓN Y LAS
OCUPACIONES EN MONTERREY: UN ANÁLISIS DE COHORTES
FILIALES Y SEXO**

Martín Lima

University of Leeds

Gastón Yalonetzky

University of Leeds, OPHI

Movilidad intergeneracional de la educación y las ocupaciones en Monterrey: un análisis de cohortes filiales y sexo

Martín Lima¹
Gastón Yalonetzky²

Octubre 2015

Resumen

Empleando la encuesta EMOVI-Monterrey 2012, este trabajo documenta tendencias en la movilidad intergeneracional de la educación y las ocupaciones en la ciudad de Monterrey, México. Los principales hallazgos son: 1) una reducción en las diferencias entre las matrices de transición educativa masculinas (padre-hijo) y femeninas (madre-hija) entre las cohortes más jóvenes; 2) un aumento en la movilidad educativa masculina parcialmente frenado en la cohorte más joven, acompañado de una tendencia más estacionaria a través de las cohortes femeninas (considerando la movilidad como movimiento y la movilidad como igualdad de oportunidades); 3) una tendencia estacionaria en la movilidad ocupacional masculina, acompañado de un aumento inicial en la movilidad ocupacional femenina inmediatamente seguido de una reducción paulatina hacia las cohortes más jóvenes (considerando la movilidad como movimiento y la movilidad como ecualización de chances en la vida).

Palabras clave: movilidad intergeneracional, matrices de transición.
JEL: J62, O15

¹ University of Leeds.

² University of Leeds, OPHI. Email: G.Yalonetzky@leeds.ac.uk.

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 y las ocupaciones en Monterrey, México. Aprovechamos los datos de la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey (EMOVI-Monterrey) 2012 para analizar, como primer propósito, si existen diferencias en los regímenes de movilidad intergeneracional educativa y ocupacional 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, educativas y ocupacionales 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 (o categoría ocupacional), condicionadas por distintos niveles educativos (o categorías ocupacionales) 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 y 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 cuatro índices que capturan dos significados de movilidad intergeneracional para variables ordinales en el caso del nivel educativo; y cuatro índices que capturan dos significados de movilidad intergeneracional para variables categóricas no ordenadas en el caso de las categorías ocupacionales.

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 las categorías de la variable. El segundo se refiere al grado de (des)igualdad en las distribuciones *acumuladas* filiales de la variable ordinal (e.g. nivel educativo) condicionadas por distintos valores paternos; es decir, las diferencias entre las “loterías” correspondientes a distintos grupos de hijos, cada uno definido por valores

paternos para la variable. 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 de la variable no es relevante. Claramente, el tercer significado es más apropiado 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 y las ocupaciones en Monterrey, 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 Yalowitzky (2012b). Finalmente, el significado de movilidad como igualdad de chances en la vida se captura con dos índices de otra familia propuesta también por Yalowitzky (2012b).

En el ámbito empírico, se construyen matrices de transición, de niveles educativos y de categorías ocupacionales, 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 educativa masculinas (padre-hijo) y femeninas (madre-hija) entre las cohortes más jóvenes (aunque la heterogeneidad vuelve a aumentar ligeramente en la cohorte más joven). En cambio, se observa una tendencia fluctuante sobre la heterogeneidad entre matrices ocupacionales femeninas y masculinas.

Finalmente, en el análisis de movilidad intergeneracional educativa encontramos que la tendencia de movilidad femenina es relativamente estacionaria a través de las cohortes, mientras que en el caso masculino se observa un aumento de movilidad solamente interrumpido por una reducción en la cohorte más joven. Estas conclusiones se aplican a la movilidad como movimiento y a la movilidad como igualdad de oportunidades, si bien con pequeñas variaciones. Mientras tanto, en el caso de la movilidad intergeneracional ocupacional se “invierten los roles”: las matrices masculinas ahora muestran una tendencia estacionaria, mientras que las femeninas comienzan con un aumento de la movilidad (al pasar de la cohorte más vieja a la que le sigue) para luego experimentar una reducción constante en la movilidad. En ambos casos, las conclusiones se aplican para movilidad como movimiento y movilidad como ecualización de chances en la vida.

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 metodología³

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 y Tomes, 1986; Galor y Zeira, 1993; Banerjee y 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 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; como, por ejemplo, cuando se 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 : $e(t) \in [1, E] \subset \mathbb{N}_+$. 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 $e(PV) = j$. $N_j^{HV,PV} \equiv \sum_{i=1}^E N_{ij}^{HV,PV}$ es el número total de padres en la población que pertenecen a la cohorte PV y para quienes $e(PV) = j$. Definimos también la matriz de transición, $M^{HV,PV}$:

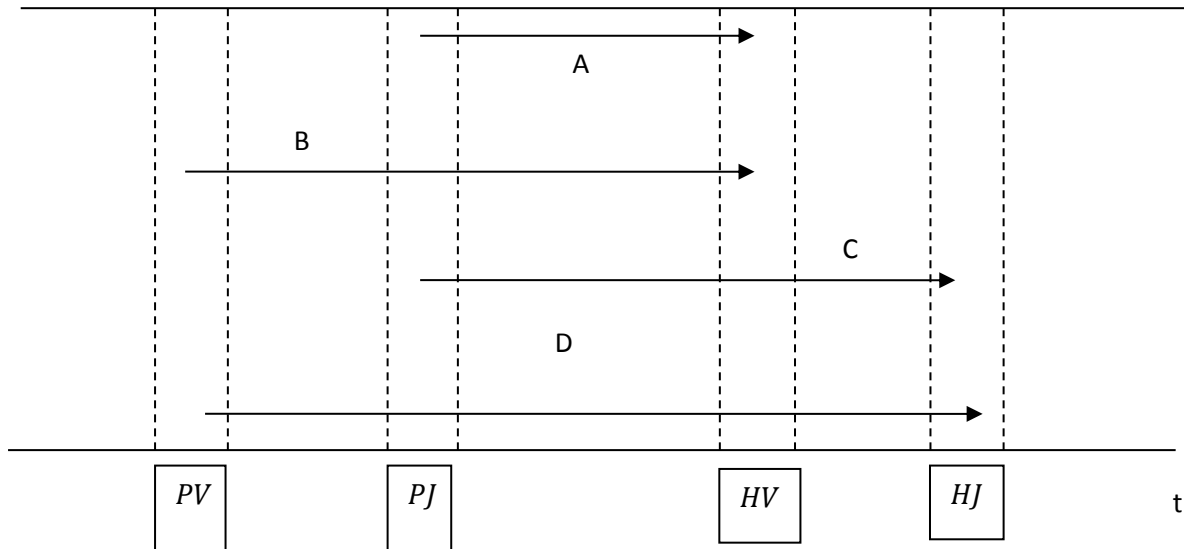
$$M^{HV,PV} \equiv \begin{bmatrix} p_{1|1}^{HV,PV} & \dots & p_{1|E}^{HV,PV} \\ \vdots & p_{i|j}^{HV,PV} & \vdots \dots \\ p_{E|1}^{HV,PV} & \dots & p_{E|E}^{HV,PV} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Algunos recientes índices de movilidad (por ejemplo aquellos de Silber y Yalonetzky, 2011) emplean distribuciones acumuladas de probabilidad. Como en

³ La primera parte de esta sección, hasta la presentación de las pruebas de Anderson y Goodman, inclusive, se basa en el cuarto capítulo de Yalonetzky (2008) tal como ha sido presentado en Yalonetzky (2013).

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:⁴

$$\chi = \sum_{g=1}^G \sum_{j=1}^E \sum_{i=1}^E \frac{N_j^g (p_{i|j}^g - p_{i|j}^{pond})^2}{p_{i|j}^{pond}} \quad (3)$$

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

$$p_{i|j}^{pond} = \frac{\sum_{g=1}^G N_j^g}{\sum_{g=1}^G N_j^g} = \sum_{g=1}^G \frac{N_j^g}{N_j} p_{i|j}^g \quad (4)$$

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

⁴ Los autores también consideran el estadístico de máxima verosimilitud logarítmica. Ambos son asintóticamente equivalentes.

distribución muestral asintótica de chi-cuadrado con $(G - 1)E(E - 1)$ grados de libertad.⁵

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:

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

En donde $N = \sum_{j=1}^E \sum_{g=1}^G N_{.j}^g$. Las propiedades que cumple PC se discuten en Yalonetzky (2012a).⁶

Índices de movilidad intergeneracional⁷

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 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.⁸

En este trabajo se emplean seis índices que capturan diferentes significados de movilidad. En esta sub-sección primero se introducen los axiomas de movilidad

⁵ 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).

⁶ 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.

⁷ Esta sub-sección se basa, en gran parte, en Yalonetzky (2013), a su vez basada en Yalonetzky (2012b).

⁸ Ejemplos de estos índices incluyen el trabajo de Cowell (1985), Fields y Ok (1996,1999) y Schluter y van de Gaer (2011).

para variables ordinales. Se consideran axiomas de significado, axiomas de permutación y axiomas de máxima y mínima movilidad. Luego se mencionan 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. Posteriormente, se introducen los índices que se emplean en la sección empírica y se discuten el 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:

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

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, Ξ^C . Análogamente, 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. (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 ecuilibración 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 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 $\tilde{F}_{i|q} \geq \tilde{F}_{i|r} \forall i \in [1, E]$; entonces $\mathcal{M} [T_{\varepsilon}^{k,l;q,r}[M]] > M[M]$.

- Axioma de ecualización 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 $\mathcal{M} \left[T_{\varepsilon}^{k,l;q,r} [M] \right] > M[M]$.

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: $p_{i|1} = p_{i|2} = \dots = p_{i|E_{tope}} \forall i \in [1, E]$. 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 . Luego definimos la matriz de columnas idénticas: $M^M \equiv (p_1, p_2, \dots, p_E)' 1_E'$.⁹ 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

⁹ Nótese las transposiciones respectivas de los dos vectores.

(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. 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.¹⁰

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 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.¹¹

¹⁰ Para un análisis de las situaciones en las que los tres significados son reconciliables véase Yalonetzky (2012b).

¹¹ 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: $F_{ij} \geq F_{i,j+1} \forall i \in [1, E], j \in [1, E - 1]$. Para un tratamiento exhaustivo de las propiedades de las matrices monótonas véase Dardanoni (1993, 1995).

Tabla 2.1 Índices de movilidad basados exclusivamente en matrices de transición

Índice	Axiomas satisfechos	Fuente
$ST = \frac{E - \sum_{i=1}^E p_{i i}}{E - 1}$	MOV, IM	Shorrocks (1978)
$B2 = \frac{1}{E(E - 1)} \sum_{j=1}^E \sum_{i=1}^E p_{i j} i - j $	MOV, IM	Bartholomew (1982)
$O^1 = 1 - \frac{3}{E^2 - 1} \sum_{j=1}^E \sum_{i=1}^E F_{i j} - F_i^{prom} $	IOD (débil), AN, PM, IM, PP	Yalonetzky (2012b)
$O^2 = 1 - \frac{6}{E^2 - 1} \sum_{j=1}^E \sum_{i=1}^E F_{i j} - F_i^{prom} ^2$	IOD, AN, PM, IM, PP	Yalonetzky (2012b)
$C^1 = 1 - \frac{1}{2(E - 1)} \sum_{j=1}^E \sum_{i=1}^E p_{i j} - p_i^{prom} $	ECV (débil), AN, FP, PM, IM, PP	Yalonetzky (2012b)
$C^2 = 1 - \frac{1}{(E - 1)} \sum_{j=1}^E \sum_{i=1}^E p_{i j} - p_i^{prom} ^2$	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 $\sum_{i=1}^E p_{i|j} |i - j|$ 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 $\frac{1}{E}$, 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 cuasi-máxima 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).¹² Ambos comparan cada probabilidad acumulada condicional, $F_{i|j}$, contra el promedio no ponderado para su valor filial respectivo, es decir: $F_i^{prom} \equiv \frac{1}{E} \sum_{j=1}^E F_{i|j}$. 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 $\widetilde{F}_{i|q} \geq \widetilde{F}_{i|r} \forall i \in [1, E_{tope}]$; entonces $\mathcal{M} [T_{\varepsilon}^{k,l;q,r} [M]] \geq \mathcal{M} [M]$.

Finalmente, los índices C^1 y C^2 son dos miembros de una familia de índices propuesta por Yalonetzky (2012).¹³ Ambos índices comparan cada probabilidad condicional, $p_{i|j}$, contra el promedio no ponderado para su valor filial respectivo, es

¹² A su vez basada en el trabajo de Silber y Yalonetzky (2011).

¹³ A su vez basada en el trabajo de Reardon y Firebaugh (2002).

decir: $p_i^{prom} \equiv \frac{1}{E} \sum_{j=1}^E p_{i|j}$. 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.

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.

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

3. Datos

En esta sección se presentan estadísticas descriptivas de la muestra de entrevistados de la EMOVI-Monterrey 2012, 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 Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey (EMOVI-Monterrey) fue levantada en el periodo entre abril y mayo del año 2012 en el área metropolitana de Monterrey, capital del estado de Nuevo León, la cual incluye localidades ubicadas en 7 diferentes municipios. La encuesta proporciona información actual sobre los entrevistados y retrospectiva sobre sus padres y madres. En caso de que el entrevistado reporte nunca haber conocido a su madre, entonces se le pregunta información por la persona que lo crió a diferencia del padre que en caso de su ausencia no se pregunta más información.

Cabe mencionar que la categoría de ocupación “patrones, socios o empleadores” no fue considerada en el análisis de matrices de transición debido a las pocas observaciones que la conforman, lo cual impide el análisis de transiciones.

La Tabla 3.1 presentan los tamaños muestrales de hijos adultos, hombres y mujeres entrevistados, divididos por cuatro cohortes de edad *en 2012*: 30-38, 39-47, 48-56, 57-64. 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.

Tabla 3.1 Muestras

Cohortes	Hombres entrevistados		Mujeres entrevistadas	
	Frecuencias	Porcentaje	Frecuencias	Porcentaje
1: Entre 30-38 años	177	21.5	340	23.9
2: Entre 39-47 años	227	27.6	392	27.6
3: Entre 48-56 años	242	29.4	396	27.9
4: Entre 57-64 años	177	21.5	294	20.7
Total	823		1,422	

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

El análisis de movilidad se realiza tanto para hombres como para mujeres. En el caso de los hombres se conecta su nivel educativo, o categoría ocupacional, con el de sus padres; mientras que en el de las mujeres se conecta su nivel educativo, o categoría ocupacional, con el de sus madres.

El nivel educativo es medido empleando la pregunta “¿Cuál fue el nivel educativo más alto que alcanzó en la escuela?” tanto para hijos como para padres. Consolidamos las respuestas en las siguientes categorías: Sin instrucción o preescolar (es decir, no fue a la escuela o solamente alcanzó nivel preescolar o kínder), Primaria, Secundaria (incluye técnica y general), Preparatoria y otros (incluye normal y carrera técnica), Profesional y/o posgrado (en una sola categoría). Nótese que otros estudios emplean variables diferentes para medir el nivel educativo. Por ejemplo, para el caso de muestras de todo México, 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.

La Tabla 3.2 muestra los tamaños muestrales y distribuciones marginales educativas para todos los entrevistados (sin desagregar por edad o sexo), sus padres y sus madres.

Tabla 3.2 Nivel educativo de entrevistados, padres y madres

Nivel educativo	Entrevistados		Padres		Madres	
	Frecuencias	Porcentaje	Frecuencias	Porcentaje	Frecuencias	Porcentaje
Sin instrucción o preescolar	44	1.96	535	26.87	627	29.41
Primaria	547	24.37	1,053	52.89	1,116	52.35
Secundaria	661	29.44	171	8.59	158	7.41
Preparatoria, normal o carrera técnica	647	28.82	146	7.33	185	8.68
Profesional o posgrado	346	15.41	86	4.32	46	2.16

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

La ocupación es medida empleando directamente las categorías de la EMOVI-Monterrey 2012. Lamentablemente, en el análisis de heterogeneidad y movilidad tuvimos que descartar 72 observaciones que involucran a todos aquellos, padres o hijos, que hayan sido patrones, socios o empleadores (en empresas pequeñas, medianas o grandes), ya que su escasez dentro de la muestra total

dificultad la estimación a través de remuestreos de los errores estándar de las matrices de ocupaciones. Reconocemos, por supuesto, los inevitables costos de excluir estas observaciones. Nos quedan las siguientes categorías: Sin ocupación (la cual, suponemos, incluye trabajadores domésticos como “amas de casa”), Empleado u obrero en general, Trabajador por cuenta propia y otros (incluye a destajo, jornalero, peón de campo y sin pago en el negocio o predio familiar). Reconocemos la existencia de categorías ocupacionales alternativas, incluso algunas de carácter ordinal, como por ejemplo las inspiradas por Erikson y Goldthorpe (ver por ejemplo, Goldthorpe, 2000), entre las cuales se incluyen las definidas por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias en el “Informe de Movilidad Social en México 2013. Imagina tu futuro”.

Para controlar posibles efectos de estacionalidad en el mercado laboral, reflejados por inactividad económica durante la semana previa a la entrevista, se consideró la última actividad económica que realizó el entrevistado como una forma de recuperar información cuando el entrevistado reportó encontrarse desocupado durante la semana anterior a la entrevista. Con el fin de garantizar la comparabilidad, se empleó la misma clasificación para la identificación de la actividad económica de los entrevistados y de sus padres. Sin embargo, la información retrospectiva de los padres solamente se refiere a la actividad económica que ellos desempeñaban cuando los entrevistados tenían 14 años, por lo cual no es posible identificar la actividad del empleo anterior.

La Tabla 3.3 muestra los tamaños muestrales y distribuciones marginales ocupacionales para todos los entrevistados (sin desagregar por edad o sexo), sus padres y sus madres.

Tabla 3.3 Ocupación de los entrevistados, padres y madres

Tipo de ocupación	Entrevistados		Padres		Madres	
	Frecuencias	Porcentaje	Frecuencias	Porcentaje	Frecuencias	Porcentaje
Sin ocupación	256	11.44	67	3.36	1,735	79.84
Empleado u obrero en general	1,363	60.93	1,182	59.28	232	10.68
Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	577	25.79	683	34.25	198	9.11
Patrón, socio o empleador	41	1.83	62	3.11	8	0.37

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Educación

A continuación se discuten las matrices de transición de niveles educativos por cohorte para las combinaciones padre-hijo. La Tabla 3.4 contiene la matriz de transición para la cohorte masculina más joven (30-38). No es una matriz monótona ya que la distribución educativa condicionada por preparatoria no domina en primer orden a la condicionada por secundaria. La matriz exhibe también interesantes contrastes: por un lado, una alta probabilidad de replicar los resultados paternos entre los niveles educativos elevados (por ejemplo, 77% de hijos de padres con nivel

profesional replican el mismo nivel educativo y más del 70% de hijos de padres con preparatoria replican o superan el mismo nivel); y por otro lado, una baja probabilidad de replicar los resultados paternos entre los niveles educativos bajos (al extremo de que ningún hijo de padre sin instrucción o preescolar repite el mismo resultado).

Tabla 3.4 Padre-Hijo Cohorte 1: 30-38

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres					Distribución marginal de los hijos
	Sin instrucción o preescolar	Primaria	Secundaria	Preparatoria, normal y carrera técnica	Profesional y posgrado	
Sin instrucción o preescolar	0	0	0	0	0	0.00
Primaria	37.93	7.46	7.41	3.57	0	11.59
Secundaria	31.03	43.28	18.52	25	0	30.49
Preparatoria, normal y carrera técnica	13.79	29.85	40.74	25	23.08	27.44
Profesional o posgrado	17.24	19.4	33.33	46.43	76.92	30.49
Tamaño de la muestra	29	67	27	28	13	164

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

En la Tabla 3.5 se presenta la matriz de transición para la cohorte de hijos de 39 a 47 años. La distribución marginal de hijos no es dominada por la de la cohorte de hijos más joven (la de la cohorte 1, en la Tabla 3.2) ya que la distribución menos joven muestra un porcentaje de entrevistados con primaria o menos menor, lo cual representa un progreso acotado en la distribución de resultados educativos (por otra parte, por ejemplo, la distribución de 30-38 años tiene un porcentaje más elevado de hijos con grado profesional).

Tabla 3.5 Padre-Hijo Cohorte 2: 39-47

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres					Distribución marginal de los hijos
	Sin instrucción o preescolar	Primaria	Secundaria	Preparatoria, normal y carrera técnica	Profesional y posgrado	
Sin instrucción o preescolar	1.96	1.03	0	0	0	1.00
Primaria	7.84	7.22	3.57	0	0	6.00
Secundaria	49.02	36.08	25	7.69	27.27	35.50
Preparatoria, normal y carrera técnica	31.37	30.93	42.86	38.46	18.18	32.50
Profesional o posgrado	9.8	24.74	28.57	53.85	54.55	25.00
Tamaño de la muestra	51	97	28	13	11	200

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Interesantemente, a diferencia de los resultados encontrados para todo México con la Encuesta ESRU de Movilidad Social en México 2011 (EMOVI-2011) (Yalonetzky, 2013), en el caso de Monterrey no se da que cada cohorte joven domina estocásticamente en primer orden a las cohortes *consecutivas* y *adyacentes* más viejas para la muestra de hombres. Es decir, no es el caso de que cuanto más joven sea la cohorte, más deseable es su distribución de educación, desde un punto de vista del bienestar social en el que más educación es considerada como mejor desde una perspectiva individual. Sin embargo sí observamos que las distribuciones marginales de las dos cohortes más jóvenes de hijos sí dominan a la cohorte más vieja.

De manera similar, 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 primaria paterna de la cohorte 1 (30-38) se “cruza” con la distribución condicionada respectiva de la cohorte 2 (39-47); es decir, ninguna domina a la otra. La matriz de la cohorte 2 tampoco es monótona.

En la Tabla 3.6 se encuentra la matriz de transición para la cohorte de hijos de 48 a 56 años de edad. A semejanza de las dos matrices previas, esta matriz tampoco es monótona. Como las anteriores, exhibe altas probabilidades de que hijos de padres con preparatoria o mejor nivel reproduzcan o superen el nivel alcanzado por sus padres.

Tabla 3.6 Padre-Hijo Cohorte 3: 48-56

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres					Distribución marginal de los hijos
	Sin instrucción o preescolar	Primaria	Secundaria	Preparatoria, normal y carrera técnica	Profesional y posgrado	
Sin instrucción o preescolar	0	2.59	0	0	0	1.41
Primaria	26.79	12.93	5	0	0	14.55
Secundaria	39.29	21.55	25	23.08	0	25.82
Preparatoria, normal y carrera técnica	21.43	34.48	40	7.69	12.5	29.11
Profesional o posgrado	12.5	28.45	30	69.23	87.5	29.11
Tamaño de la muestra	56	116	20	13	8	213

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Finalmente, la Tabla 3.7 contiene la matriz de transición para la cohorte más vieja de la muestra masculina, con edades entre los 57 y 64 años. A semejanza de las matrices de cohortes filiales más jóvenes, esta matriz tampoco es monótona. Lamentablemente, como se puede observar, las columnas de distribuciones condicionadas por secundaria, o niveles educativos mayores de los padres, no se pueden estimar con suficiente precisión debido al limitado tamaño muestral.

Tabla 3.7 Padre-Hijo Cohorte 4: 57-64

Nivel educativo de los hijos	Nivel educativo de los padres					Distribución marginal de los hijos
	Sin instrucción o preescolar	Primaria	Secundaria	Preparatoria, normal y carrera técnica	Profesional y posgrado	
Sin instrucción o preescolar	3.57	0	0	0	0	1.36
Primaria	46.43	32.91	100	16.67	0	36.73
Secundaria	14.29	22.78	0	33.33	0	19.05
Preparatoria, normal y carrera técnica	26.79	21.52	0	0	40	23.13
Profesional o posgrado	8.93	22.78	0	50	60	19.73
Tamaño de la muestra	56	79	1	6	5	147

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Corresponde ahora comentar las matrices de transición para mujeres conectadas a sus madres. La Tabla 3.8 contiene la matriz de transición para la cohorte filial femenina más joven. La matriz es casi monótona (las dos últimas distribuciones condicionadas se cruzan ligeramente) y, como en el caso de las cohortes jóvenes masculinas, exhibe mayor probabilidad de reproducir experiencias paternas en niveles elevados de educación.

La Tabla 3.9 contiene la matriz de transición para la cohorte filial femenina con edades entre 39 y 47 años. Se trata también de una matriz casi monótona (porque las distribuciones condicionadas en secundaria y preparatoria se cruzan). Interesantemente, la distribución marginal de educación de las hijas de la cohorte 2 no es dominada por la distribución marginal respectiva de la cohorte 1, se cruzan. Asimismo se observan otros cruces entre pares de distribuciones condicionadas de las dos cohortes.

Tabla 3.8 Madre-Hija Cohorte 1: 30-38

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres					Distribución marginal de las hijas
	Sin instrucción o preescolar	Primaria	Secundaria	Preparatoria, normal y carrera técnica	Profesional y posgrado	
Sin instrucción o preescolar	6.67	0	0	0	0	1.21
Primaria	25	18.6	5.56	3.77	0	15.45
Secundaria	51.67	47.67	44.44	24.53	0	43.03
Preparatoria, normal y carrera técnica	11.67	27.33	41.67	33.96	66.67	28.18
Profesional o posgrado	5	6.4	8.33	37.74	33.33	12.12
Tamaño de la muestra	60	172	36	53	9	330

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Tabla 3.9 Madre-Hija Cohorte 2: 39-47

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres					Distribución marginal de las hijas
	Sin instrucción o preescolar	Primaria	Secundaria	Preparatoria, normal y carrera técnica	Profesional y posgrado	
Sin instrucción o preescolar	1.8	0.48	0	0	0	0.79
Primaria	19.82	10.95	4.35	13.79	0	13.19
Secundaria	45.05	38.1	30.43	24.14	0	37.99
Preparatoria, normal y carrera técnica	31.53	39.52	39.13	34.48	33.33	36.68
Profesional o posgrado	1.8	10.95	26.09	27.59	66.67	11.35
Tamaño de la muestra	111	210	23	29	6	379

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

La Tabla 3.10 contiene la matriz de transición para la cohorte 3, con edades entre 48 y 56 años. La matriz es casi monótona (cruce de las dos últimas distribuciones condicionadas), como las anteriores. La distribución marginal de educación filial en la cohorte 3 es dominada por la de las dos cohorte más jóvenes. Con la excepción de la distribución condicionada por nivel educativo profesional, las demás distribuciones condicionadas de la cohorte 3 son también dominadas por sus respectivas contrapartes en la cohorte 2.

Tabla 3.10 Madre-Hija Cohorte 3: 48-56

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres					Distribución marginal de las hijas
	Sin instrucción o preescolar	Primaria	Secundaria	Preparatoria, normal y carrera técnica	Profesional y posgrado	
Sin instrucción o preescolar	5.74	1.38	0	0	0	2.66
Primaria	45.9	32.57	8.33	5.56	0	34.31
Secundaria	28.69	22.48	25	16.67	16.67	24.20
Preparatoria, normal y carrera técnica	16.39	34.4	33.33	33.33	50	28.72
Profesional o posgrado	3.28	9.17	33.33	44.44	33.33	10.11
Tamaño de la muestra	122	218	12	18	6	376

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Finalmente la Tabla 3.11 contiene la matriz de transición de la cohorte filial femenina más vieja. A semejanza de las matrices previas, esta matriz también es casi monótona, puesto que las distribuciones condicionadas por los dos niveles más elevados se cruzan. La distribución marginal de la cohorte 4 es dominada por la distribución marginal de la cohorte 3, de modo que también es dominada por todas las demás cohortes más jóvenes. Aparentemente, en el caso de las dos últimas

matrices de mujeres la ausencia de monotonicidad en las matrices se podría atribuir al limitado tamaño muestral en el cómputo de las distribuciones condicionadas por padres con educación profesional o posgrado.

Tabla 3.11 Madre-Hija Cohorte 4: 57-64

Nivel educativo de las hijas	Nivel educativo de las madres					Distribución marginal de las hijas
	Sin instrucción o preescolar	Primaria	Secundaria	Preparatoria, normal y carrera técnica	Profesional y posgrado	
Sin instrucción o preescolar	11.93	2.88	0	0	0	6.23
Primaria	57.8	51.8	16.67	12.5	20	50.92
Secundaria	10.09	10.07	16.67	12.5	20	10.62
Preparatoria, normal y carrera técnica	19.27	24.46	50	62.5	40	24.91
Profesional o posgrado	0.92	10.79	16.67	12.5	20	7.33
Tamaño de la muestra	109	139	12	8	5	273

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Ocupación

A continuación se discuten las matrices de transición de categorías ocupacionales por cohorte para las combinaciones padre-hijo. La Tabla 3.12 contiene la matriz de transición para la cohorte masculina más joven (30-38). Como se aprecia en la columna de la distribución marginal de hijos, la gran mayoría de ellos es empleado/obrero (71%) o trabajador por cuenta propia/jornalero/sin-pago (25%). Muy pocos se encontraban sin ocupación o eran empleadores. La categoría de empleado u obrero exhibe la mayor probabilidad de que los hijos repitan la ocupación de sus padres (casi 76%). En el otro extremo, entre quienes tuvieron un padre "sin ocupación" ninguno repite la misma situación.

Tabla 3.12 Padre-Hijo Cohorte 1: 30-38

Ocupación de los hijos	Ocupación de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Sin ocupación	Empleado u obrero en general	Patrón, socio o empleador	Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	
Sin ocupación	0.00	1.05	0.00	0.00	0.64
Empleado u obrero en general	83.33	75.79	55.56	63.83	71.34
Patrón, socio o empleador	0.00	2.11	0.00	4.26	2.55
Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	16.67	21.05	44.44	31.91	25.48
Tamaño de la muestra	6	95	9	47	157

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

En la Tabla 3.13 se encuentra la matriz de transición para la cohorte de hijos de 39 a 47 años de edad. La situación general es parecida a la de la cohorte 1. Alrededor de tres cuartos de hijos son empleados y la gran parte del resto son trabajadores independientes. Sólo una pequeña proporción es empleador o está sin ocupación. Nuevamente, alrededor del 75% de hijos de padres empleados repite la misma situación.

En la Tabla 3.14 se encuentra la matriz de transición para la cohorte de hijos de 48 a 56 años de edad. La distribución marginal de ocupaciones de los hijos nuevamente no es muy distinta a la de las cohortes más jóvenes. Asimismo, más del 70% de hijos de empleados repiten el mismo tipo de ocupación, a la vez que más del 60% de hijos de trabajadores independientes se vuelven también empleados, como en el caso de las cohortes más jóvenes.

Tabla 3.13 Padre-Hijo Cohorte 2: 39-47

Ocupación de los hijos	Ocupación de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Sin ocupación	Empleado u obrero en general	Patrón, socio o empleador	Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	
Sin ocupación	0.00	1.53	0.00	0.00	1.00
Empleado u obrero en general	80.00	74.81	33.33	67.92	72.00
Patrón, socio o empleador	10.00	4.58	0.00	1.89	4.00
Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	10.00	19.08	66.67	30.19	23.00
Tamaño de la muestra	10	131	6	53	200

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Tabla 3.14 Padre-Hijo Cohorte 3: 48-56

Ocupación de los hijos	Ocupación de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Sin ocupación	Empleado u obrero en general	Patrón, socio o empleador	Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	
Sin ocupación	0.00	0.00	0.00	1.67	0.47
Empleado u obrero en general	85.71	71.83	50.00	65.00	69.77
Patrón, socio o empleador	0.00	4.23	0.00	5.00	4.19
Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	14.29	23.94	50.00	28.33	25.58
Tamaño de la muestra	7	142	6	60	215

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

En la Tabla 3.15 se encuentra la matriz de transición para la cohorte de hijos de 57 a 64 años de edad. Se observan patrones muy similares a los de las cohortes previas. Asimismo, lamentablemente es difícil computar las distribuciones condicionadas por “sin ocupación” y empleador debido al tamaño pequeño de las muestras respectivas.

Tabla 3.15 Padre-Hijo Cohorte 4: 57-64

Ocupación de los hijos	Ocupación de los padres				Distribución marginal de los hijos
	Sin ocupación	Empleado u obrero en general	Patrón, socio o empleador	Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	
Sin ocupación	0.00	2.74	0.00	1.37	1.94
Empleado u obrero en general	50.00	69.86	40.00	65.75	66.45
Patrón, socio o empleador	0.00	1.37	0.00	1.37	1.29
Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	50.00	26.03	60.00	31.51	30.32
Tamaño de la muestra	4	73	5	73	155

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Corresponde ahora comentar las matrices de transición para mujeres conectadas a sus madres. La Tabla 3.16 contiene la matriz de transición para la cohorte filial femenina más joven. Interesantemente, en el caso femenino, existe un mayor porcentaje de mujeres “sin ocupación”: alrededor de 13% en el caso de las hijas jóvenes. Nuestra sospecha es que, al menos en gran parte, se trata de “amas de casa”. Destaca también, a diferencia de los hombres, la elevada probabilidad de reproducir la misma ocupación si las madres eran trabajadoras por cuenta propia (o jornaleros o sin pago). A semejanza de las matrices masculinas, existe una elevada probabilidad (65%) de reproducir una situación de empleado u obrero en general. En contraste, la probabilidad de reproducir “sin ocupación” es baja (13%).

Tabla 3.16 Madre-Hija Cohorte 1: 30-38

Ocupación de las hijas	Ocupación de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Sin ocupación	Empleado u obrero en general	Patrón, socio o empleador	Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	
Sin ocupación	13.30	9.09	0.00	17.86	12.80
Empleado u obrero en general	64.81	65.15	100.00	32.14	62.20
Patrón, socio o empleador	0.43	0.00	0.00	0.00	0.30
Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	21.46	25.76	0.00	50.00	24.70
Tamaño de la muestra	233	66	1	28	328

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

En la Tabla 3.17 se encuentra la matriz de transición para la cohorte de hijas de 39 a 47 años de edad. Figura un porcentaje mayor de hijas “sin ocupación” (16%), al lado de una elevada proporción de empleados u obreras (59%) y trabajadoras por cuenta propia (23.5%). La probabilidad de reproducir “sin ocupación” aumenta en comparación con la cohorte 1 (a 19%), pero se mantiene la alta probabilidad de reproducir empleado u obrero (67.5%), mientras que se reduce sustancialmente la probabilidad de reproducir trabajador por cuenta propia (de 50% a 30%).

Tabla 3.17 Madre-Hija Cohorte 2: 39-47

Ocupación de las hijas	Ocupación de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Sin ocupación	Empleado u obrero en general	Patrón, socio o empleador	Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	
Sin ocupación	19.05	2.50	0.00	8.16	15.93
Empleado u obrero en general	57.82	67.50	0.00	59.18	59.01
Patrón, socio o empleador	1.70	0.00	0.00	2.04	1.57
Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	21.43	30.00	0.00	30.61	23.50
Tamaño de la muestra	294	40	0	49	383

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

En la Tabla 3.18 se encuentra la matriz de transición para la cohorte de hijas de 48 a 56 años de edad. El porcentaje de hijas “sin ocupación” se eleva un poco más que en la cohorte previa, mientras que se reduce ligeramente la proporción de empleados u obreras (56%) y aumenta el de trabajadoras por cuenta propia (27%). Las demás probabilidades de transición son similares a las de la cohorte 2, aunque se reduce significativamente la probabilidad de reproducir empleado u obrero (a 43%). En efecto, un porcentaje mayor de hijas de empleados se vuelven trabajadores por cuenta propia (35%).

Finalmente, la Tabla 3.19 muestra la matriz de transición para la cohorte de hijas de 57 a 64 años de edad. Interesantemente, la proporción de hijas “sin ocupación” aumenta a 26%, y la probabilidad de reproducir esa situación es la más alta entre todas las cohortes (28%). Dudamos que se trate de mujeres simplemente desempleadas; en cambio, sospechamos que esta categoría captura una mayoría de “amas de casa”. El aumento en la proporción de hijas “sin ocupación” se da mayormente a costa de la proporción de empleadas u obreras. Como en los casos previos, la probabilidad de reproducir la ocupación de empleado u obrero es relativamente alta (53%).

Tabla 3.18 Madre-Hija Cohorte 3: 48-56

Ocupación de las hijas	Ocupación de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Sin ocupación	Empleado u obrero en general	Patrón, socio o empleador	Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	
Sin ocupación	16.88	17.39	0.00	13.16	16.45
Empleado u obrero en general	56.37	43.48	50.00	57.89	55.70
Patrón, socio o empleador	0.96	4.35	0.00	0.00	1.06
Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	25.80	34.78	50.00	28.95	26.79
Tamaño de la muestra	314	23	2	38	377

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Tabla 3.19 Madre-Hija Cohorte 4: 57-64

Ocupación de las hijas	Ocupación de las madres				Distribución marginal de las hijas
	Sin ocupación	Empleado u obrero en general	Patrón, socio o empleador	Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	
Sin ocupación	28.69	20.00	0.00	7.41	26.07
Empleado u obrero en general	43.04	53.33	0.00	40.74	43.21
Patrón, socio o empleador	0.00	0.00	0.00	3.70	0.36
Trabajador por su cuenta o a destajo; jornalero o peón de campo; trabajador sin pago	28.27	26.67	100.00	48.15	30.36
Tamaño de la muestra	237	15	1	27	280

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

4. Resultados

En esta sección se presentan primero los resultados de las diversas pruebas de homogeneidad entre matrices de transición, para niveles educativos y luego para categorías ocupacionales. Luego se presentan los cálculos de los índices de movilidad para las matrices de transición de hombres y mujeres, por cohortes, y para las dos variables. Finalmente se desarrollan las pruebas de consistencia al estilo Lorenz.

a. Pruebas de heterogeneidad

Educación

La Tabla 4.1 muestra los resultados de las pruebas de homogeneidad entre matrices educativas de hijos y matrices de hijas, por cohorte. Con un nivel de significado de

5% se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad entre las matrices de hijos y las de hijas para todas las cohortes. Salvo el caso de la cohorte 2, podemos incluso rechazar la hipótesis nula con un nivel de significado del 1%. Sin embargo, en las comparaciones correspondientes a las dos cohortes más jóvenes, no se puede rechazar la hipótesis de homogeneidad para las comparaciones independientes de columnas al 1%. En la cohorte 3 se rechaza la hipótesis de homogeneidad para las primeras dos columnas (condicionadas por los dos niveles educativos más bajos), mientras que en la cohorte 4 se rechaza al 1% sólo para la segunda columna.

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.¹⁴ Éste es el caso de las cohortes más jóvenes también, cuyos valores p suelen ser más bajos en comparaciones de columnas condicionadas por niveles educativos más bajos. 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 0.23 para la cohorte 4 hasta poco más de 0.09 para la cohorte 1, aunque se nota un ligero aumento desde un piso mínimo de 0.06 en la cohorte 2.

Tabla 4.1 Pruebas de homogeneidad: Matrices de hijos versus matrices de hijas por cohorte, educación

Cohortes	Estadístico de Pearson	Valor P	Columnas "homogéneas" al 1% de significado	Índice Pearson-Cramer de heterogeneidad
1: Entre 30-38 años	33.79621	0.0058***	1, 2, 3, 4, 5	0.0950483
2: Entre 39-47 años	26.51143	0.0472*	1, 2, 3, 4, 5	0.0662938
3: Entre 48-56 años	52.36941	0.0000***	3, 4, 5	0.1258001
4: Entre 57-64 años	41.35425	0.0005***	1, 3, 4, 5	0.2334321

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

*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%.

Ocupaciones

La Tabla 4.2 muestra los resultados de las pruebas de homogeneidad entre matrices ocupacionales de hijos y matrices de hijas, por cohorte. Con un nivel de significado de 5% se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad entre las matrices de hijos y las de hijas para todas las cohortes. Nuevamente, salvo el caso de la cohorte 2, podemos incluso rechazar la hipótesis nula con un nivel de significado del 1%.

En el caso de las ocupaciones, no hay un patrón tan claro de columnas (distribuciones condicionadas) que sean las principales fuentes de heterogeneidad entre matrices para cada cohorte. En las dos cohortes más jóvenes la tercera columna (trabajadores independientes) exhibe la mayor heterogeneidad, mientras que en las dos cohortes más viejas aquel papel le corresponde a la segunda columna.¹⁵

¹⁴ 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.

¹⁵ Resultados no reportados aquí, pero disponibles en caso de solicitud.

Tabla 4.2 Pruebas de homogeneidad: Matrices de hijos versus matrices de hijas por cohorte, ocupación

Cohortes	Estadístico de Pearson	Valor P	Columnas "homogéneas" al 1% de significado	Índice Pearson-Cramer de heterogeneidad
1: Entre 30-38 años	20.99438	0.0003***	1, 2	0.0755410
2: Entre 39-47 años	10.12417	0.0384**	1, 2, 3	0.0233554
3: Entre 48-56 años	35.61984	0.0000***	1, 3	0.0795705
4: Entre 57-64 años	14.86545	0.0050***	1, 2, 3	0.0498445

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

*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%.

b. Índices de movilidad

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

Educación

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*. En el caso de los hombres se observa primero una disminución de la movilidad como movimiento al pasar de la cohorte 4 a la 3, seguida de un estancamiento en un nivel relativamente elevado de movilidad como movimiento. En el caso de las mujeres se observa, en cambio, un alza en la movilidad, seguida de un estancamiento, en un nivel relativamente elevado y similar al de los hombres. De hecho, los intervalos de confianza de ambas tendencias se yuxtaponen sustancialmente entre la cohorte 3 y la 1.

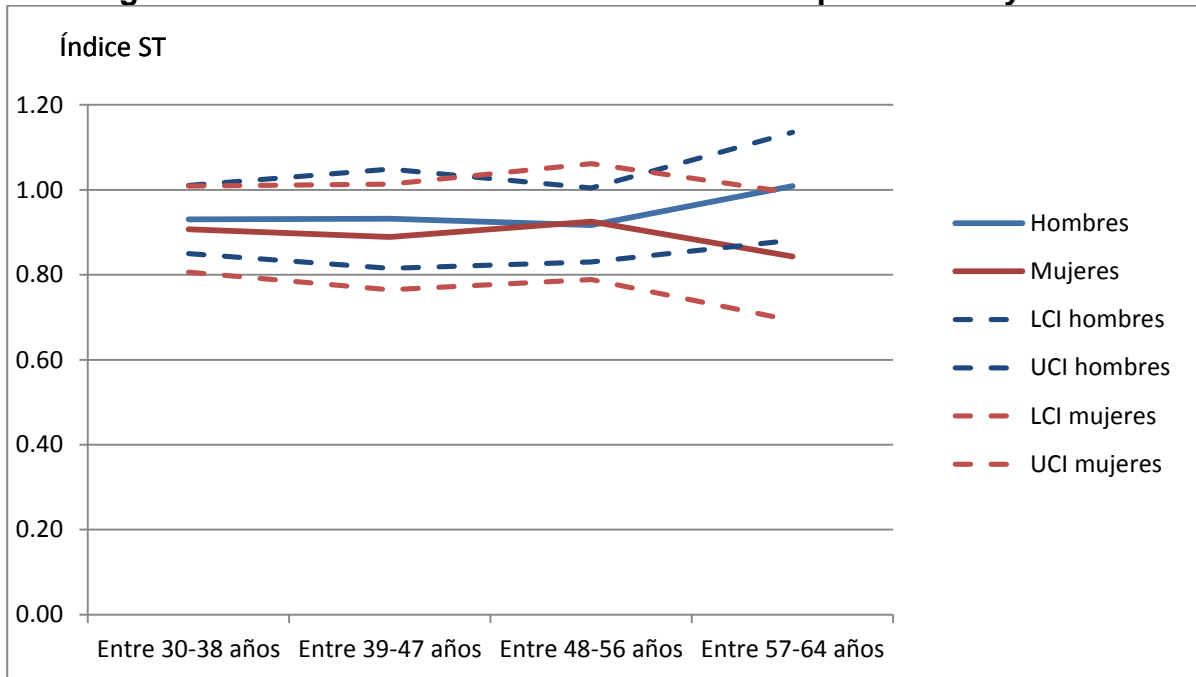
La mitad derecha de la Tabla 4.4, junto con la Figura 4.2, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad *B2*. Estos resultados difieren de aquellos para *ST*. De acuerdo con el índice *B2*, se observa un ligero aumento de la movilidad como movimiento para hombres y mujeres entre las cohortes 4 y 2, seguido de una disminución en la movilidad entre la cohorte 2 y la 1. Asimismo, las matrices masculinas exhiben siempre mayor movilidad como movimiento según el índice.

Tabla 4.4 Índices de movilidad en educación como movimiento por cohorte y sexo

Índice Cohortes	<i>ST</i>		<i>B2</i>	
	Hijos	Hijas	Hijos	Hijas
1: Entre 30-38 años	0.93024	0.90747	0.29400	0.25261
2: Entre 39-47 años	0.93204	0.88915	0.32512	0.28524
3: Entre 48-56 años	0.91719	0.92507	0.30395	0.27482
4: Entre 57-64 años	1.00879	0.84277	0.29096	0.26185

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

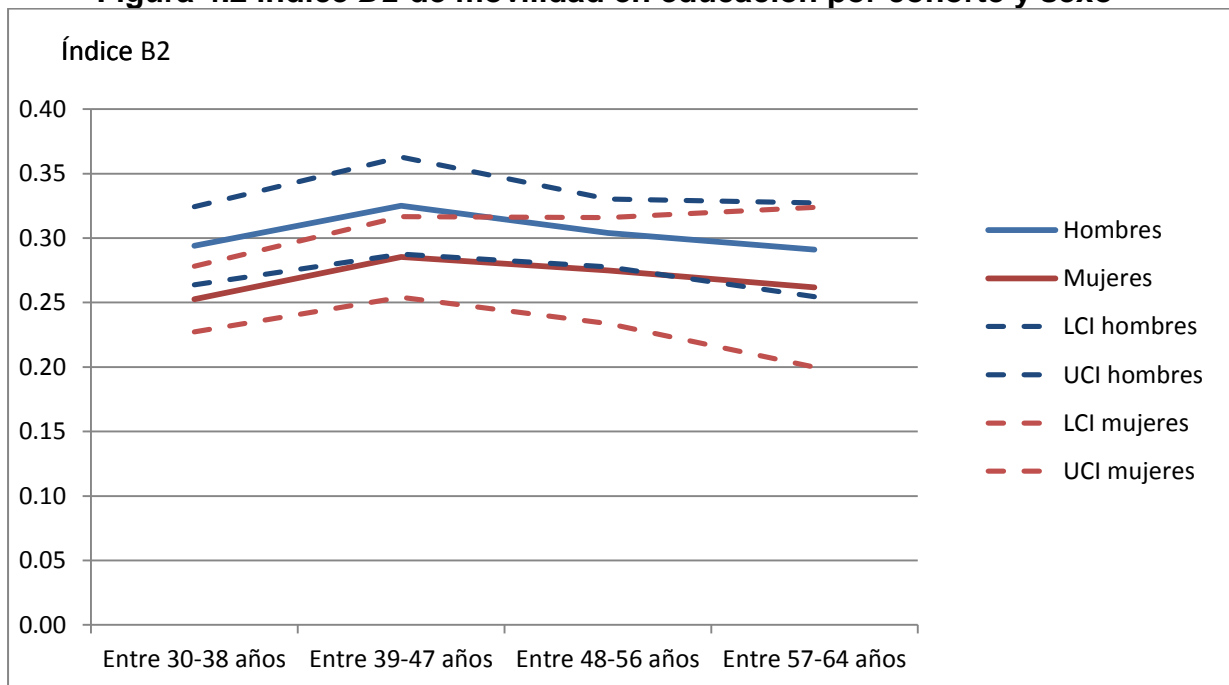
Figura 4.1 Índice ST de movilidad en educación por cohorte y sexo*



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

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Figura 4.2 Índice B2 de movilidad en educación por cohorte y sexo*



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

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

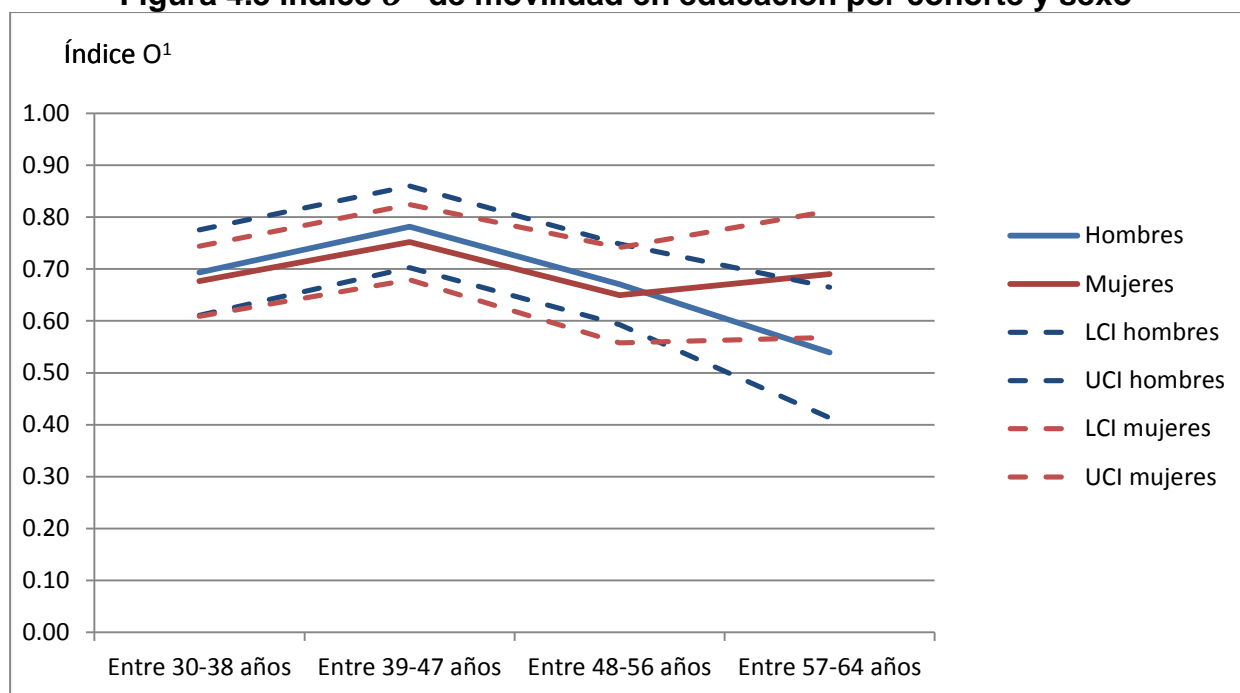
La mitad izquierda de la Tabla 4.5, junto con la Figura 4.3, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad O^1 . En el caso de los hombres los resultados se asemejan a los ya observados para el índice $B2$: un alza en movilidad como igualdad de oportunidades entre las cohortes 4 y 2, seguida de una reducción al pasar de la cohorte 2 a la 1, si bien, se mantiene una movilidad más elevada que en las cohortes 3 y 4. La tendencia es parecida en el caso de las mujeres, con la excepción de que ellas experimentan una reducción de movilidad al pasar de la cohorte 4 a la 3. Entre las cohortes 3 y 1 las tendencias de movilidad entre hombres y mujeres son casi indistinguibles, con niveles ligeramente mayores para los hombres.

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

Índice Cohortes	O^1		O^2	
	Hijos	Hijas	Hijos	Hijas
1: Entre 30-38 años	0.69324	0.67655	0.84852	0.85025
2: Entre 39-47 años	0.78134	0.75178	0.92275	0.87098
3: Entre 48-56 años	0.67059	0.64939	0.83051	0.85029
4: Entre 57-64 años	0.53917	0.69003	0.65640	0.87310

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Figura 4.3 Índice O^1 de movilidad en educación por cohorte y sexo*



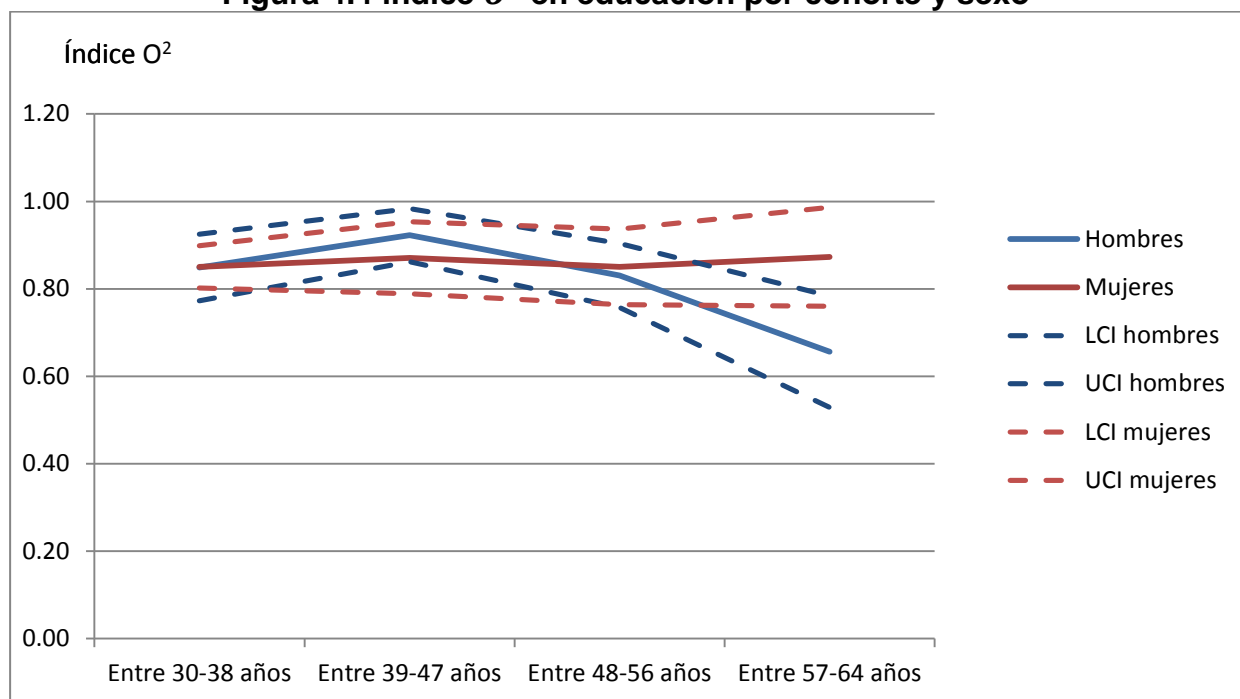
*LCI y UCI: Intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestreos.

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

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 descrita por el índice O^1 para el caso masculino, mientras que en el caso femenino se observa un estancamiento a través de todas las cohortes. Los niveles de movilidad como igualdad de oportunidades son prácticamente idénticos para hombres y mujeres pertenecientes a las cohortes 1 y 3.

Figura 4.4 Índice O^2 en educación por cohorte y sexo*



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

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Ocupaciones

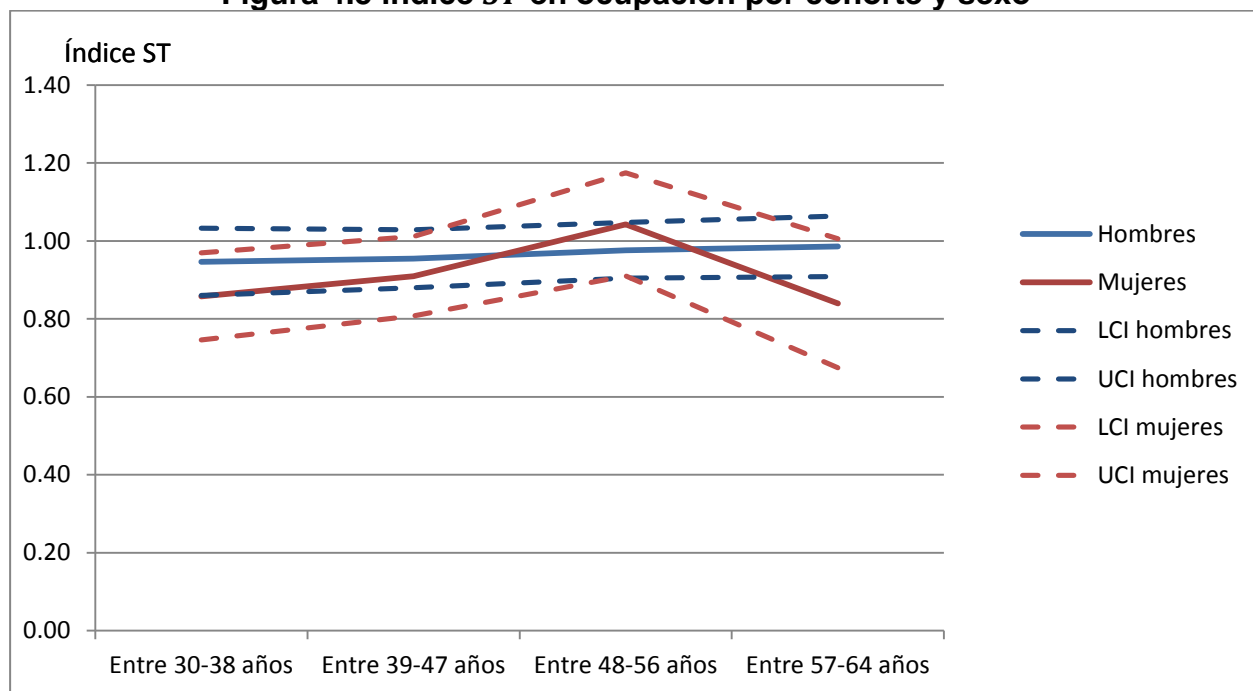
La mitad izquierda de la Tabla 4.6, junto con la Figura 4.5, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad ST . En el caso masculino se observa una paulatina disminución en la movilidad como movimiento al pasar de las cohortes más viejas a las más jóvenes. En cambio, en el caso femenino se observa primero un aumento de la movilidad de la cohorte 4 a la 3, seguido de una continua disminución de la movilidad como movimiento. Salvo en la cohorte 3, los hombres exhiben mayor movilidad como movimiento, según el índice ST .

Tabla 4.6 Índices de movilidad en ocupación como movimiento por cohorte y sexo

Índice Cohortes	ST		$B2$	
	Hijos	Hijas	Hijos	Hijas
1: Entre 30-38 años	0.94624	0.85743	0.34319	0.35149
2: Entre 39-47 años	0.95415	0.90936	0.33657	0.35334
3: Entre 48-56 años	0.97588	1.04278	0.35203	0.41293
4: Entre 57-64 años	0.98611	0.83987	0.41435	0.33990

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

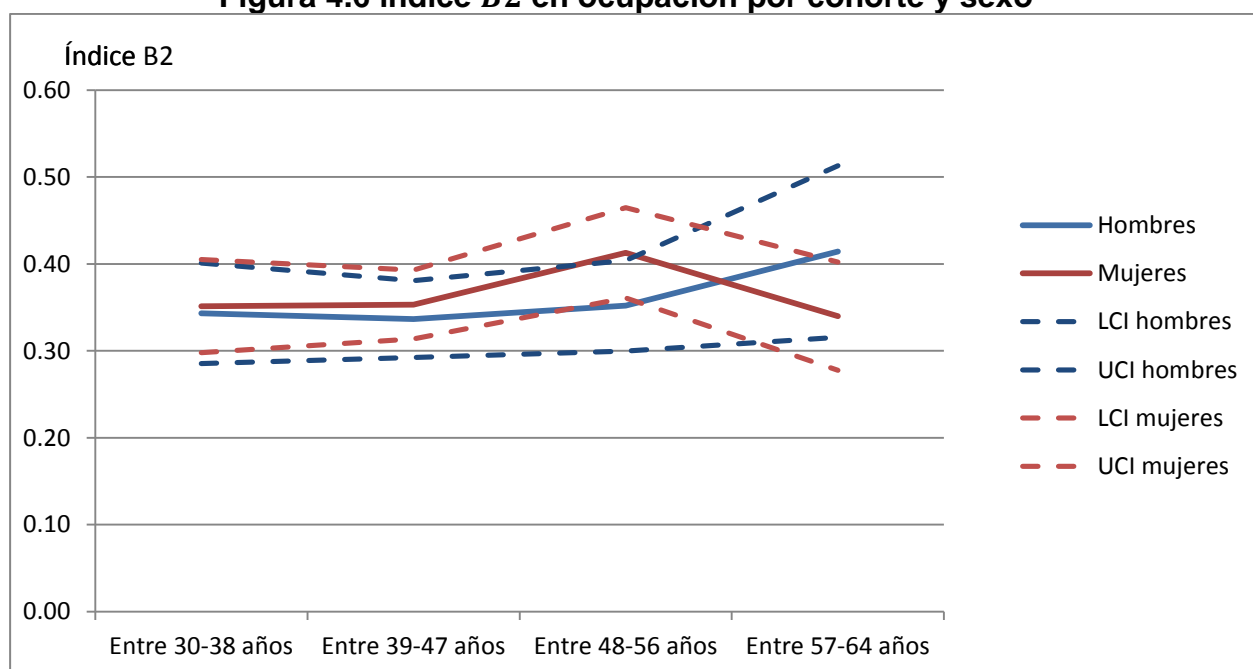
Figura 4.5 Índice ST en ocupación por cohorte y sexo*



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

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Figura 4.6 Índice B2 en ocupación por cohorte y sexo*



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

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

La mitad derecha de la Tabla 4.6, junto con la Figura 4.6, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice de movilidad B2. En el caso masculino se observa nuevamente una disminución en la movilidad como movimiento, pero

ésta se reactiva al pasar de la cohorte 2 a la 1. En el caso femenino se da también una disminución continua de la movilidad entre la cohorte 3 y la 1, luego de experimentarse un aumento al pasar de la cohorte 4 a la 3 (coincidiendo así con los resultados del índice *ST* para el caso femenino).

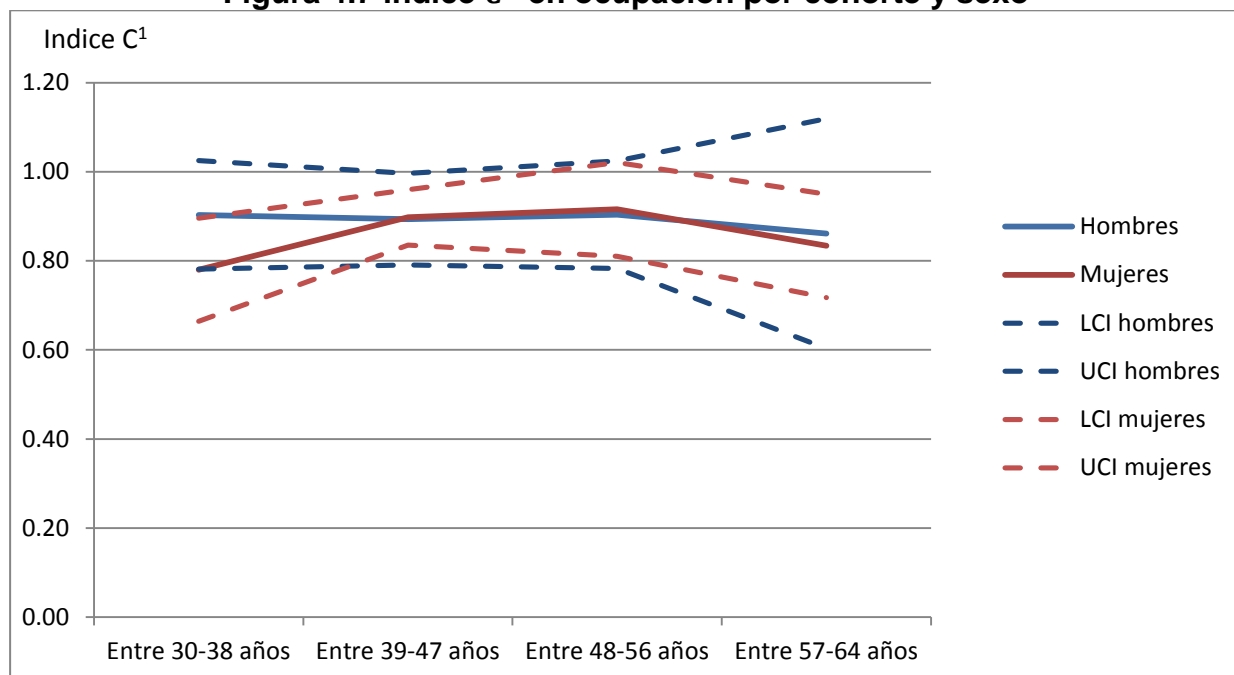
La mitad izquierda de la Tabla 4.7, junto con la Figura 4.7, muestra los resultados por cohorte y sexo para el índice C^1 . Para el caso masculino se observa primero un aumento de la movilidad como ecualización de chances en la vida, al pasar de la cohorte 4 a la 3, seguido de un estancamiento en los valores del índice entre la cohorte 3 y la 1. En cambio, en el caso femenino, la tendencia se asemeja a la observada para los índices de movilidad como movimiento: un alza inicial de la cohorte 4 a la 3, seguida de una disminución constante hasta llegar a la cohorte 1. Los valores son similares entre los sexos hasta llegar a la cohorte 2; luego en la cohorte 1, se observa una brecha en la que los hombres exhiben mayor movilidad como ecualización de chances en la vida.

Tabla 4.7 Índices de movilidad en ocupación como igualdad de chances en la vida por cohorte y sexo

Índice Cohortes	C^1		C^2	
	Hijos	Hijas	Hijos	Hijas
1: Entre 30-38 años	0.90323	0.78016	0.98547	0.93825
2: Entre 39-47 años	0.89371	0.89778	0.98055	0.98788
3: Entre 48-56 años	0.90372	0.91576	0.98595	0.99169
4: Entre 57-64 años	0.86111	0.83385	0.97242	0.96808

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Figura 4.7 Índice C^1 en ocupación por cohorte y sexo*

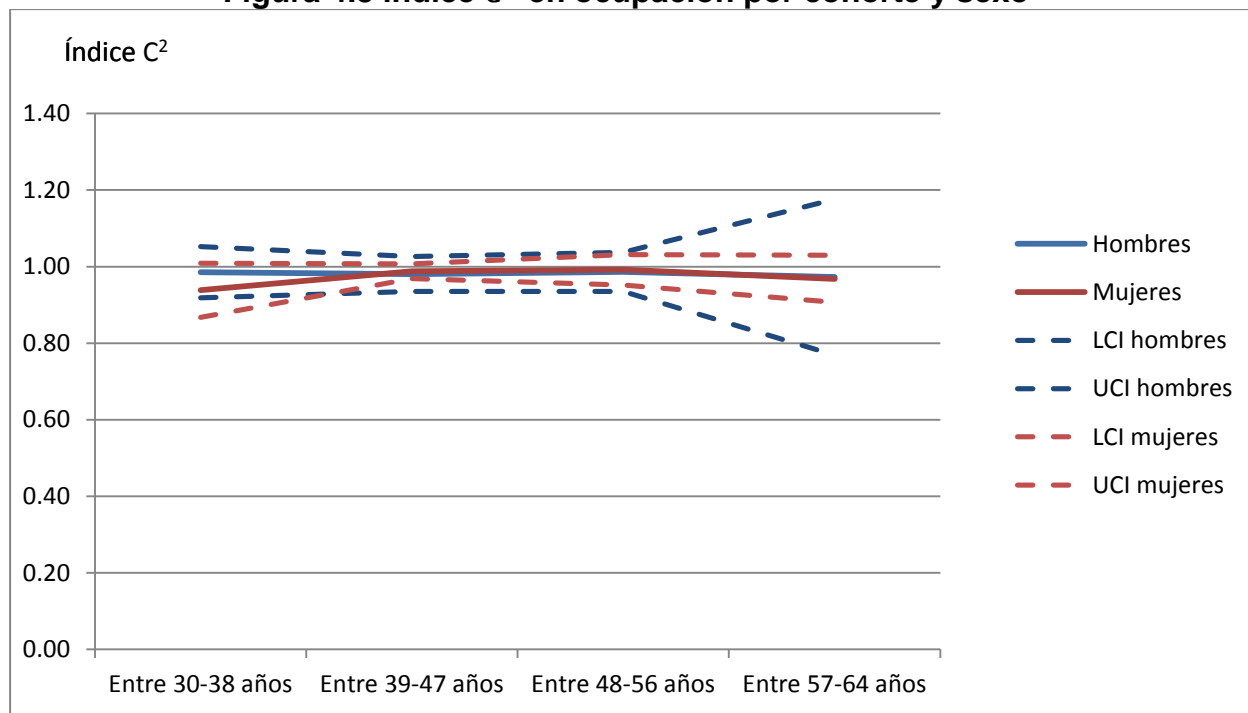


*LCI y UCI: Intervalo de confianza inferior y superior, respectivamente, al 95% de confianza. Estimado con 1000 remuestreos.

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

Finalmente, la parte derecha de la Tabla 4.7, junto con la Figura 4.8, muestra los resultados por cohorte y genero para el índice C^2 . Los resultados confirman las tendencias encontradas con C^1 , pero con una brecha de movilidad mucho menor entre hombres y mujeres pertenecientes a la cohorte 1.

Figura 4.8 Índice C^2 en ocupación por cohorte y sexo*



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

Fuente: Estimaciones propias con base en la Encuesta de Movilidad y Capital Social en Monterrey, 2012.

5. Conclusiones

En este trabajo se ha buscado documentar tendencias en la movilidad intergeneracional de la educación y las ocupaciones en la ciudad de Monterrey, México empleando la base de datos EMOVI-Monterrey 2012.

En primer lugar, encontramos que los dos índices de movilidad como movimiento cuentan una historia no completamente coherente sobre la movilidad educativa. Por un lado, de acuerdo con el índice ST , la movilidad educativa fue estacionaria tanto para hombres como mujeres, especialmente excluyendo la cohorte más vieja de hijos. Por otro lado, el índice $B2$, el cual indica mayor movilidad cuanto más lejos esté una probabilidad de transición de la diagonal, indica que la movilidad educativa como movimiento aumentó tanto para hombres como para mujeres desde la cohorte 4 a la 2, para finalmente reducirse al pasar de la 2 a la 1. Ambos índices indican ligeramente mayor movilidad masculina, especialmente entre las cohortes jóvenes.

Mientras tanto, en cuanto a la movilidad como igualdad de oportunidades, ambos índices (O^1 y O^2) coinciden en identificar un aumento en la movilidad educativa de los hombres al pasar de la cohort 4 a la 2, que se ve luego

parcialmente compensada por una reducción en la movilidad en la cohorte más joven. Es decir, en el caso masculino, las tendencias de los dos significados de movilidad coinciden. En cambio, en el caso femenino, la movilidad como igualdad de oportunidades exhibe vaivenes según ambos índices. En el caso de O^2 estas fluctuaciones son mínimas, al punto de que se puede hablar de una tendencia estacionaria, la cual coincide con lo reportado por ST , más no por $B2$ (alza de movilidad seguida de reducción al pasar de la cohorte 2 a la 1).

En segundo lugar, encontramos que los dos índices de movilidad como movimiento presentan un escenario más coherente sobre la movilidad ocupacional. Tanto ST como $B2$ indican un nivel relativamente estacionario para el caso masculino, especialmente entre las cohortes 3 y 1. En cambio, para la muestra femenina se observa, en ambos índices, un aumento de la movilidad al pasar de la cohorte 4 a la 3, seguido de una continua reducción en la movilidad como movimiento entre la cohorte 3 y la más joven.

Interesantemente, los dos índices de movilidad como ecualización de chances en la vida ofrecen un cuadro similar. En el caso masculino, tanto C^1 como C^2 revelan una tendencia estacionaria. En cambio, en el caso femenino, se repite un alza inicial entre la cohorte más vieja y la 3, seguida de una reducción en la movilidad como ecualización de chances en la vida, hasta llegar a la cohorte más joven. Sin embargo, esta tendencia es muy tenue, prácticamente estacionaria, según C^2 .

¿Cómo lucen estos resultados frente a los obtenidos para México en su conjunto?

Tal como se reporta en Yalonetzky (2013) para el caso de la movilidad educativa: “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.” En cambio, Yalonetzky (2013) encontraba un continuo aumento en la movilidad educativa que era robusto a la elección de índices que capturan distintos significados de la movilidad. Yalonetzky (2013) destacaba también que todos estos estudios difieren en “aspectos metodológicos claves”, que en parte podrían explicar las discrepancias en las conclusiones, y abogaba por más investigación para conciliar los resultados. En este contexto, destaca que el caso de Monterrey se asemeja más a los resultados para México encontrados en estudios antiguos, en el sentido de observar un aumento de la movilidad educativa interrumpido en la cohorte más joven. Si bien debemos advertir que la cohorte más joven de cada estudio nació en distintos periodos, siendo la nuestra más joven que la de estudios previos como De Hoyos et al. (2010) o Binder y Woodruff (2002). Asimismo, en nuestro estudio el patrón de aumento seguido de disminución al final prevalece más en la muestra masculina.

Desde un punto de vista comparativo, creemos que en el futuro sería fructífero seguir el ejemplo de la EMOVI-Monterrey 2012, así como de la EMOVI 2011, y levantar más encuestas de movilidad social representativas de las principales ciudades, y regiones, de México. De esta manera no sólo se contribuirá con mayor evidencia para confirmar tendencias en la movilidad intergeneracional de

la educación o las ocupaciones, sino también para entender mejor las diferencias regionales que esconden los promedios nacionales. Como en previas ocasiones, sigue siendo importante para el debate sobre tendencias entender a qué decisiones metodológicas se deben las posibles diferencias de resultados entre distintos estudios (elección de variables, métodos estadísticos, cohortes etarias, muestras, etc.).

Haciendo eco de un trabajo previo (Yalonetzky, 2013), aprovechamos también para enfatizar la importancia de 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.
- Centro de Estudios Espinosa Yglesias (2013) *Informe movilidad social en México 2013. Imagina tu futuro*, México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- 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. Székely (2010) "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, 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.
- Goldthorpe, J. (2000) *On Sociology*, Oxford University Press.
- 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*, México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias, p. 71-134.

- Van de Gaer, D., E. Schokkaert, y M.Martinez (2001) "Three meanings of intergenerational Mobility", *Economica* 68(272): 519-37.
- Vélez, 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. Vélez (Eds) *Movilidad social en México: constantes de la desigualdad*, México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias, 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.
- Yalonetzky, G. (2013) "Movilidad intergeneracional de la educación en México: un análisis de cohortes filiales y sexo", background paper comisionado por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias.