

MS

Y SIN EMBARGO SE MUEVE...

ESTRATIFICACIÓN SOCIAL Y MOVILIDAD INTERGENERACIONAL
DE CLASE EN AMÉRICA LATINA

Patricio Solís ◉ Marcelo Boado ◉ (Coordinadores)



Centro de Estudios Espinosa Yglesias

C EL COLEGIO
M DE MÉXICO

Patricio Solís

Profesor-investigador del Centro de Estudios Sociológicos de El Colegio de México. Doctor en Sociología por la Universidad de Texas, es miembro del Sistema Nacional de Investigadores. Actualmente es director de la revista *Estudios Sociológicos*. Entre sus publicaciones se encuentran los libros *Inequidad y movilidad social en Monterrey y Caminos desiguales*. *Trayectorias educativas y laborales de los jóvenes en la Ciudad de México*.

Marcelo Boado

Profesor titular G5 y director del Departamento de Sociología de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Montevideo, Uruguay. Se doctoró en Sociología, IUPERJ, 2005. Entre sus publicaciones destaca *Movilidad social en el Uruguay contemporáneo*; *Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes de la cohorte PISA en Uruguay 2003-2007*; entre otras.

Y SIN EMBARGO SE MUEVE...

ESTRATIFICACIÓN SOCIAL Y MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE EN AMÉRICA LATINA

Patricio Solís ⊕ Marcelo Boado ⊕ (Coordinadores)

C EL COLEGIO
M DE MÉXICO



Centro de Estudios Espinosa Yglesias

DIRECTORIO DEL CEEY

Dra. Amparo Espinosa Rugarcía
Presidente

Lic. Amparo Serrano Espinosa
Vicepresidente

Mtro. Julio Serrano Espinosa
Secretario

Sr. Manuel Serrano Espinosa
Tesorero

Dr. Enrique Cárdenas Sánchez
Director Ejecutivo

Derechos Reservados © 2016

El Colegio de México
Camino al Ajusco 20. Pedregal de Santa Teresa
10740 Ciudad de México

CEEY Centro de Estudios Espinosa Yglesias, A. C.
Insurgentes sur 1871. Guadalupe Inn
01040 Ciudad de México

Primera edición, 2016

ISBN: 978 607 8036 42 4

Impreso en México

Y SIN EMBARGO SE MUEVE...

ESTRATIFICACIÓN SOCIAL Y MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE EN AMÉRICA LATINA

Patricio Solís ⊙ *Marcelo Boado* ⊙ *(Coordinadores)*

C EL COLEGIO
M DE MÉXICO



Centro de Estudios Espinosa Yglesias

ÍNDICE

PRESENTACIÓN	XI
1 MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE: UNA APROXIMACIÓN SOCIOLÓGICA AL ESTUDIO DE LA MOVILIDAD SOCIAL	1
<i>Patricio Solís, Gabriela Benza y Marcelo Boado</i>	
1.1 Movilidad social y clases sociales	7
1.2 El legado latinoamericano de estudios de movilidad social: el énfasis estructural	11
1.3 La discusión europea y norteamericana: el énfasis en la fluidez social	16
1.4 El patrón de fluidez ¿relacional o jerárquico?	24
1.5 La movilidad de clase y el género	26
1.6 Síntesis	28
2 ASPECTOS METODOLÓGICOS EN EL ANÁLISIS DE LA MOVILIDAD SOCIAL	31
<i>Patricio Solís</i>	
2.1 Definición de las clases sociales	32
2.2 Medidas de movilidad absoluta	40
2.3 Movilidad relativa y modelos log-lineales	45
2.4 Modelos log-lineales y patrones de asociación	51
2.5 El modelo de diferencias uniformes (UNIDIFF)	68
2.6 Fuentes de datos	69

3	MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE EN AMÉRICA LATINA:	
	UNA PERSPECTIVA COMPARATIVA	75
	<i>Patricio Solís</i>	
3.1	La estructura de clases	79
3.2	Cambios en los marginales de la tabla de movilidad social	89
3.3	La movilidad absoluta	94
3.4	¿Fluidez constante?	105
3.5	El patrón de asociación entre los varones: dos modelos de fluidez social	113
3.6	Distancias jerárquicas en la fluidez social	118
3.7	Género y fluidez social	124
3.8	Comentarios finales	128
4	MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE EN ARGENTINA, 2003-2010	133
	<i>Jorge Raúl Jorrot y Gabriela Benza</i> <i>con la colaboración de Manuel E. Riveiro</i>	
4.1	Introducción	133
4.2	Estructura de clases y movilidad a lo largo de la historia argentina	136
4.3	La movilidad absoluta	151
4.4	La movilidad relativa	161
4.5	El patrón de asociación entre orígenes y destinos	163
4.6	Diferencias en la movilidad intergeneracional de varones y mujeres	176
4.7	Cambios en la fluidez social a través del tiempo	181
4.8	Conclusiones	184

5	MOVILIDAD DE CLASE EN EL BRASIL CONTEMPORÁNEO	193
	<i>Carlos Antonio Costa Ribeiro y Patricio Solís</i>	
5.1	Introducción	193
5.2	Estructura de clases en Brasil	196
5.3	Movilidad social absoluta	202
5.4	Movilidad vertical o patrón topológico	210
5.5	Educación y movilidad social	229
5.6	Conclusiones	234
6	PAUTAS DE LA MOVILIDAD OCUPACIONAL CHILENA EN LA DÉCADA DEL 2000	241
	<i>Vicente Espinoza</i>	
6.1	La superación de la pobreza como un caso de movilidad ocupacional	244
6.2	Estructura de clases en general y según sexo	252
6.3	Movilidad absoluta entre generaciones. Destino de la segunda generación	256
6.4	La modelización de la movilidad relativa	264
6.5	Aspectos jerárquicos de la movilidad ocupacional	274
6.6	Movilidad ocupacional y diferencias de género	285
6.7	Conclusiones	291
7	ESTRATIFICACIÓN SOCIAL Y MOVILIDAD DE CLASE EN MÉXICO A PRINCIPIOS DEL SIGLO XXI	297
	<i>Patricio Solís</i>	
7.1	Introducción	297

7.2	Los estudios clásicos y contemporáneos de movilidad social en México	302
7.3	Tendencias generales en la estructura de clases	307
7.4	La movilidad absoluta	321
7.5	El patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase: ¿vertical o relacional?	331
7.6	¿Hacia una menor fluidez social?	346
7.7	Mayor fluidez para las mujeres ¿mayor movilidad social?	349
7.8	Siete conclusiones sobre la estratificación y la movilidad de clase en México	353
8	DINÁMICOS Y JERÁRQUICOS A LA VEZ. PATRONES DE MOVILIDAD SOCIAL INTERGENERACIONAL EN EL PERÚ	367
	<i>Martín Benavides y Manuel Etesse</i>	
8.1	Introducción	367
8.2	Dinámicas recientes de la sociedad peruana y sus potenciales impactos sobre la movilidad social	370
8.3	Datos y metodología	376
8.4	Estructura de clases y movilidad absoluta para las diferentes muestras	379
8.5	Movilidad relativa	388
8.6	Conclusiones	395
9	MOVILIDAD SOCIAL INTERGENERACIONAL EN MONTEVIDEO 1996-2010	403
	<i>Marcelo Boado</i>	
9.1	Introducción y objetivos	403

9.2	Los antecedentes uruguayos en movilidad social	407
9.3	Métodos	415
9.4	Esquema ocupacional para el estudio de la movilidad social	417
9.5	Tendencias generales de la movilidad social entre 1996 y 2010	420
9.6	Reproducción social y movilidad social	426
9.7	Tendencias de la fluidez social en Montevideo	439
9.8	El patrón asociativo de la herencia y la movilidad en Montevideo	443
9.9	Conclusiones	457
10	ALGUNOS RASGOS DISTINTIVOS DE LA ESTRATIFICACIÓN Y MOVILIDAD DE CLASE EN AMÉRICA LATINA: SÍNTESIS Y TAREAS PENDIENTES	477
	<i>Patricio Solís</i>	
10.1	Clases sociales, estructura social y movilidad absoluta	478
10.2	La movilidad relativa: alta fluidez social con un patrón marcadamente jerárquico	486
10.3	Asignaturas pendientes	492
	NOTA SOBRE LOS AUTORES	499
	BIBLIOGRAFÍA	505
	ÍNDICE ANALÍTICO	539
	ÍNDICE	IX

PRESENTACIÓN

América Latina padece de una enorme desigualdad social. Los problemas asociados con la distribución desigual de la riqueza y las oportunidades de bienestar social tienen un carácter histórico en nuestra región, son un rasgo estructural y persistente. Esto lleva a preguntarse sobre la forma en que se reproducen las desigualdades sociales a lo largo del tiempo y entre las generaciones.

Los estudios de estratificación y movilidad social se ocupan precisamente de analizar los patrones de reproducción intergeneracional de la desigualdad. Intentan dilucidar en qué medida los destinos de las personas están atados a sus orígenes familiares. En este sentido, representan una forma de aproximarnos a preguntas más amplias y trascendentes, relacionadas con el grado de equidad social y de desigualdad de oportunidades que existe en una sociedad. Constituyen, por tanto, instrumentos para evaluar los niveles de justicia social, y pueden también servir de insumo para el diseño de políticas públicas que faciliten una distribución más equitativa de los recursos y oportunidades de vida.

Aunque el interés por la estratificación y movilidad social en América Latina ha crecido en la última década, existen aún pocos trabajos de investigación sistemáticos que nos permitan realizar diagnósticos basados en evidencia empírica. En el ámbito de los estudios de movilidad de clase, que es el que adoptamos en este libro, existe una nueva generación de trabajos que realizan aportaciones importantes, pero los esfuerzos integradores son escasos.

Ante esta situación, nos propusimos realizar un estudio comparativo multinacional, en el que, además de procurar la comparabilidad metodológica, integramos los debates latinoamericanos con tópicos propios de la discusión internacional.

El proyecto que dio origen al libro comenzó en 2009, cuando convocamos a un conjunto de investigadores a emprender análisis nacionales con criterios comparativos. Dada su base empírica y el interés por trabajar con datos actualizados, en el proyecto sólo se incluyeron países que tuviesen datos recientes sobre movilidad intergeneracional de clase: Argentina, Brasil, Chile, Perú, México y Uruguay. Al proyecto invitamos a algunos de los sociólogos más importantes en el campo de los estudios de estratificación y movilidad social en cada país. El grupo inicial estuvo conformado por Raúl Jorrot y Gabriela Benza de Argentina, Vicente Espinoza de Chile, Marcelo Boado de Uruguay, y Patricio Solís por México. Más tarde se sumaron Martín Benavides de Perú y por último Carlos Costa Ribeiro de Brasil.

El proyecto de investigación se desarrolló sobre tres ejes: la integración conceptual y metodológica, la realización de estudios monográficos nacionales, y un análisis integrado de corte comparativo. En una primera etapa, los integrantes del proyecto trabajamos en el desarrollo de un marco conceptual, así como de procedimientos metodológicos estandarizados. Uno de los problemas de los estudios de movilidad de clase en la región es que no suelen seguir criterios homogéneos para la definición de las clases sociales y la medición de la movilidad, lo cual dificulta enormemente la investigación comparativa. Por ello, desde el inicio el proyecto, propusimos establecer principios comunes de clasificación y medición, de manera que los resultados pudiesen interpretarse no

sólo en clave nacional, sino también comparativa entre países.

El segundo eje consistió en que, una vez integrado este marco conceptual y metodológico, cada uno de los autores realizara estudios monográficos nacionales. Estos estudios, que son la piedra angular del libro, se presentan en capítulos específicos para cada país. El lector podrá notar que existe un eje analítico y metodológico común, lo cual se refleja en la utilización de un mismo esquema de clases, medidas similares de movilidad absoluta, y un paralelismo en el desarrollo de los modelos estadísticos. Esto permite realizar una lectura transversal de los capítulos. No obstante, más allá de los elementos comunes, cada autor tuvo libertad para desarrollar su propio trabajo, lo cual permitió incorporar a cada estudio nacional elementos únicos de cada país, así como agregar recursos analíticos novedosos.

En paralelo, desarrollamos un tercer eje consistente en un análisis comparativo de cinco de los seis países incluidos en el proyecto (Uruguay no fue incluido al no contar con datos nacionales). Este análisis nos permitió responder de manera explícita preguntas de tipo comparativo sobre la estructura de clases, los niveles de movilidad absoluta y la fluidez social entre el conjunto de países de la región, así como entre estos países y un conjunto de países industrializados europeos que disponen de datos comparables sobre movilidad intergeneracional de clase.

El capítulo introductorio del libro arranca con una revisión de algunos tópicos relevantes de la investigación sociológica contemporánea sobre estratificación y movilidad de clase. El propósito de esta revisión no es realizar un recorrido exhaustivo, sino destacar la importancia del análisis de la movilidad de clase en el ámbito más amplio de los estudios sobre desigualdad y justicia

social, así como introducir al lector en una serie de debates más específicos del campo que aparecerán recurrentemente a lo largo de los capítulos. Es importante advertir de inicio que, por reflejar intereses propios de la disciplina en la región y también por su escasa densidad, la investigación sobre estratificación y movilidad realizada en América Latina no ha seguido siempre el mismo camino que los estudios a escala global, reflejados en la influyente producción del Comité de Investigación 28 (RC 28) de la International Sociological Association. Uno de los propósitos de este proyecto ha sido cerrar estas brechas, para lo cual intentamos integrar de la manera más armónica posible elementos de la tradición latinoamericana e internacional.

A la introducción le sigue un capítulo en el que presentamos algunos aspectos metodológicos del proyecto. Ahí discutimos el esquema de clases utilizado a lo largo del libro, que es una versión adaptada del esquema CASMIN propuesto por Erikson, Goldthorpe y Portocarrero (Erikson et al. 1979, Erikson y Goldthorpe 1992). Cabe apuntar que la selección de este esquema de clases, que es el más utilizado en la investigación internacional fuera de América Latina, fue un punto de partida necesario para desarrollar una perspectiva común en el marco del proyecto, y no necesariamente debe entenderse como el punto de llegada de una discusión más profunda, todavía pendiente, sobre las características de la estructura de clases en América Latina. Posteriormente, abundamos en torno a las diferencias en la medición de la movilidad absoluta y la movilidad relativa (también conocida como «fluidez social»), especificamos las principales medidas de movilidad absoluta que utilizamos en el proyecto, y discutimos algunos de los

modelos estadísticos que utilizamos para la medición del patrón e intensidad de la fluidez social. El capítulo concluye con la presentación de los datos utilizados en cada país.

Los capítulos de resultados inician con un análisis comparativo de la movilidad intergeneracional de clase, en el que no sólo se incluyen los países latinoamericanos, sino también una muestra de países europeos, con datos provenientes del estudio realizado por Breen y Luijkx (2004) sobre la movilidad de clase en Europa.* Esto nos permite obtener no sólo un panorama general de los patrones de estratificación y movilidad de clase en cada país, sino también ubicar a la región latinoamericana en el contexto global de los regímenes de estratificación social de naciones con mayores niveles de industrialización y una larga tradición de estudios sobre el tema.

Luego de este análisis comparativo, se presentan los capítulos correspondientes a cada país, en orden alfabético. Cada capítulo realiza un aporte independiente no sólo por el hecho de replicar a partir de una metodología unificada sendos análisis empíricos de la movilidad intergeneracional de clase, sino también porque los autores han tenido el cuidado de introducir al lector a los debates específicos sobre desigualdad y movilidad intergeneracional de clase que predominan en cada país. Estos debates se vinculan por supuesto con la discusión académica sobre desigualdad y mo-

* Agradecemos profundamente a Richard Breen y Ruud Luijkx su generosidad para compartir las tablas de movilidad europeas y así permitir ampliar el alcance comparativo de nuestro estudio. También a David Grusky por intermediar en estas gestiones.

vilidad social, pero también con el contexto histórico, político y económico de los cambios históricos que han experimentado las sociedades latinoamericanas en las últimas décadas.

Es importante destacar que la «muestra» de países latinoamericanos que conforma los capítulos monográficos comparte rasgos histórico-estructurales comunes —por ejemplo, la adhesión al modelo económico sustitutivo de importaciones, seguida por una profunda crisis y reorientación hacia la apertura económica y comercial—, pero también características específicas que parecen haberse acentuado en las últimas décadas. Así, por ejemplo, existe una clara diferenciación entre México y los países del Cono Sur en términos de su integración a bloques económicos regionales y a la economía global. Al mismo tiempo, mientras Chile y México han mantenido una orientación política de corte neoliberal, con mucho más éxito para Chile en términos de crecimiento económico, Brasil y Argentina han tenido un viraje hacia gobiernos de «nueva izquierda», que hacen mayor énfasis en el crecimiento de los mercados interno y el fortalecimiento del Estado de Bienestar. Por su parte, el caso de Perú, como se discutirá más adelante, es paradigmático de las condiciones existentes en una franja muy amplia de países de América Latina rara vez incluida en los análisis comparativos de estratificación social, que no presentan los niveles de industrialización y urbanización observados en los cuatro otros países y han experimentado transformaciones estructurales recientes de gran envergadura. En este sentido, los estudios nacionales, más que representar nombres propios, constituyen verdaderos ejemplos de la especificidad de contextos históricos y realidades económicas y sociales naciona-

les, que imponen un sello específico a los patrones de estratificación y movilidad de clase.

Finalmente, es importante hacer un reconocimiento a las instituciones que otorgaron financiamiento directo para la realización de este proyecto. En México, el Centro de Estudios Sociológicos de El Colegio de México fue la sede principal del proyecto y otorgó financiamiento para el mismo. También el Centro de Estudios Espinosa Yglesias, y en particular su Programa de Movilidad Social, otorgó facilidades y financiamiento para la realización de la reunión inicial del equipo de trabajo, realizada en 2009 en la Ciudad de México. En Uruguay, la Facultad de Ciencias Sociales y en particular el Departamento de Sociología fueron anfitriones y cofinanciaron otra reunión realizada en 2012. Los coordinadores y autores del libro expresan su agradecimiento a estas instituciones por su apoyo para la realización del proyecto. Por último, agradecemos a Daniel Cobos su colaboración con el apoyo editorial en la revisión final del libro.

Patricio Solís
Marcelo Boado

Julio de 2015



**MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE:
UNA APROXIMACIÓN SOCIOLÓGICA AL ESTUDIO
DE LA MOVILIDAD SOCIAL**

*Patricio Solís, Gabriela Benza
y Marcelo Boado*

La desigualdad social es uno de los rasgos más sobresalientes de las sociedades latinoamericanas. Las amplias disparidades sociales se consideran, además de injustas y moralmente reprobables, una amenaza para la estabilidad social, el desarrollo de sociedades democráticas, y el progreso económico de la región (Alessina y Rodrik 1994, Birdsall y Londoño 1997, Graham y Felton 2006, Kawachi et al. 1997, Wilkinson y Pickett 2009).

En efecto, en los últimos años se ha observado un retroceso en los niveles de desigualdad distributiva —al menos en lo que respecta a la distribución de los ingresos monetarios (CEPAL 2012; Gasparini, Cruces y Tornarolli 2009)—, pero la caída es pequeña. Si bien parece un paso en la dirección correcta, por desgracia, no altera sustancialmente la caracterización de América Latina como una región con niveles de desigualdad muy altos y persistentes a lo largo del tiempo.

La persistencia de la desigualdad sugiere que las sociedades latinoamericanas también son rígidas en términos de sus patrones de movilidad social. En otras palabras, las personas permanecen en las mismas posiciones (ya sea de privilegio o desventaja) durante sus vidas y el que hereden estas posiciones a sus descen-

dientes es más que probable. Sin embargo, lo anterior es una hipótesis aún sin verificación porque los estudios de movilidad social en la región todavía son escasos, parten de metodologías no comparables, o presentan restricciones metodológicas que ponen en cuestionamiento sus resultados.

Sabemos, pues, significativamente más sobre la desigualdad distributiva —en particular sobre la desigualdad en la distribución del ingreso— que sobre la persistencia de la desigualdad a lo largo del curso de vida y entre las generaciones. Es posible que haya correspondencia entre la persistente desigualdad distributiva y la rigidez en la movilidad social, pero no se pueden descartar a priori otros escenarios, como el de la coexistencia de altos niveles de desigualdad distributiva y altas tasas de movilidad social.

Encontramos entonces que, a pesar de que el tema ha recobrado vigor en los últimos años, existe aún un déficit de estudios sobre movilidad social en la región. Pero, ¿por qué es importante estudiar la movilidad social? ¿Qué nos puede decir su estudio acerca de sociedades con altas desigualdades distributivas como las latinoamericanas? Se suelen utilizar dos argumentos para justificar el estudio de la movilidad social. El primero la vincula con la justicia social y la igualdad de oportunidades; el segundo con los requisitos funcionales para el desarrollo de las sociedades industrializadas modernas. Aquí agregamos un tercer argumento: la relevancia científica que tiene como empresa sociológica por sí misma la mejor comprensión de los mecanismos de transmisión intergeneracional de las desigualdades.

Consideremos primero el argumento de la igualdad de oportunidades y la justicia social. Imaginemos dos sociedades (la «A» y la «B») que comparten niveles similares de desigualdad distri-

butiva o, como también se le conoce, de «desigualdad de condición». ¿Qué criterio se podría utilizar para evaluar estas dos sociedades en términos de justicia social? ¿Podríamos afirmar que una de ellas es más justa que la otra?

Naturalmente, la respuesta depende de lo que entendamos por sociedad justa. Para los defensores del paradigma liberal de justicia social, las desigualdades distributivas no son injustas *per se*, siempre y cuando éstas sean el resultado de un proceso competitivo en el que prevalezcan los criterios de asignación basados en los esfuerzos y méritos individuales. Esto en oposición a otras características o circunstancias «de nacimiento» o heredadas (Marshall y Swift 1993, Kluegel *et al.* 1995, Roemer 2009, Breen 2010). De acuerdo con este criterio, nuestra evaluación de justicia debería atender, más que a los niveles de desigualdad distributiva, a la desigualdad de oportunidades; es decir, al grado en el que la distribución de posiciones y recompensas responde a principios adscriptivos o circunstancias sociales heredadas, y no a principios basados en el mérito.

A partir de lo anterior, resulta evidente la relación entre movilidad social intergeneracional y (des)igualdad de oportunidades. Los estudios de movilidad social intergeneracional se ocupan de analizar la asociación entre los orígenes familiares y los destinos sociales de las personas. Cuando es alta esta asociación (cuando existen bajos niveles de movilidad social intergeneracional), el destino de las personas se define por características adscriptivas; por lo tanto, podemos concluir que existe alta desigualdad de oportunidades. En cambio, cuando hay alta movilidad social, la asignación de destinos sociales es relativamente independiente de las características heredadas de la familia de origen. Así, es

posible que criterios de asignación meritocráticos propios de un régimen con igualdad de oportunidades jueguen su rol.

En síntesis, los niveles de movilidad social intergeneracional son una medida robusta, basada en evidencia empírica, del grado de desigualdad de oportunidades que hay en una sociedad. Por extensión, el análisis empírico de la movilidad social representa una «prueba ácida» del ideal liberal de justicia social.

De vuelta a nuestro ejemplo de las sociedades «A» y «B», si encontramos que la sociedad «B» presenta niveles sensiblemente mayores de movilidad social intergeneracional que la sociedad «A», podríamos entonces argumentar que se trata de una sociedad más justa, aun cuando ambas cuenten con niveles similares de desigualdad distributiva.

Se ha señalado asimismo que los niveles de movilidad social son un termómetro del grado de eficiencia y modernización de las sociedades. En la sociología, esta idea se remonta a las teorías funcionalistas y de modernización (Davis y Moore 1945, Cullen y Novick 1979, Lipset y Bendix 1963, Germani 1962, 1963). De acuerdo con las anteriores, un requisito fundamental para la transición a una sociedad moderna es la creciente eficiencia productiva, la cual a su vez no puede lograrse sin una asignación adecuada de los recursos humanos. Esto implica, desde un punto de vista funcional, que los mecanismos tradicionales de asignación de individuos a posiciones productivas, basados en factores adscriptivos, cedan lugar a criterios basados en el talento y los méritos individuales. Por tanto, se esperaría que al avanzar los procesos de modernización social, se redujese la importancia de los factores adscriptivos sobre el destino de las personas y se incrementaran así, los niveles de movilidad social intergeneracional.

Ambos argumentos, el de la justicia distributiva y el de la eficiencia, tienen flancos de crítica importantes. Con respecto al que finca el principio de justicia social en la equidad de oportunidades, no resulta evidente que se deba enfatizar exclusivamente la desigualdad de oportunidades como principio de evaluación de la (in) justicia social. Lo anterior sin considerar las consecuencias sociales negativas de la alta desigualdad distributiva en otros ámbitos de la vida social (por ejemplo la convivencia democrática), o bien, el derecho humano de un piso social mínimo de bienestar para todos los miembros de la sociedad (Arneson 2015). Esto es especialmente importante en el contexto latinoamericano, donde predominan los altos niveles de desigualdad distributiva y pobreza. Sería cuestionable que, en una región tan desigual y con tanta pobreza, desplazáramos todo el «peso de la prueba» de la evaluación de justicia social a la desigualdad de oportunidades, y no consideráramos el imperativo de reducir la desigualdad distributiva y la pobreza.

Por otra parte, el supuesto vínculo funcional entre eficiencia social, modernización y movilidad social también ha sido criticado tanto empírica como teóricamente. Las teorías funcionalistas y de la modernización parecen haber sobreestimado las demandas técnico-funcionales del capitalismo moderno para la asignación meritocrática. Al mismo tiempo, pasaron por alto otras fuerzas sociales que favorecen la auto-reproducción de los sistemas de estratificación social y la preservación de la desigualdad de oportunidades; entre ellas, las relaciones de poder y la institucionalización de mecanismos de «cierre social» que imponen barreras a la movilidad social intergeneracional (Collins 1971, Grusky 1994). Por otra parte y desde un punto de vista estrictamente empírico, tampoco resulta claro que exista una relación entre cambio histó-

rico, procesos de industrialización, y niveles de movilidad social. No obstante, esta «ausencia de tendencia» aún es motivo de fuertes disputas en el campo de los estudios sociológicos empíricos sobre estratificación y movilidad social.

En resumen, aunque el examen de la movilidad social intergeneracional no deba tomarse como criterio único para evaluar la justicia social o el grado de «modernización» de las sociedades latinoamericanas, sí forma parte importante del diagnóstico: nos permite incorporar la desigualdad de oportunidades como un criterio adicional de equidad, tanto o más exigente que la reducción de las desigualdades distributivas extremas y la erradicación de la pobreza.

Finalmente, sin tomar en cuenta sus vínculos con la justicia social y eficiencia/modernización, el análisis de la movilidad social intergeneracional es importante por sí mismo como empresa científica en el campo de la sociología. Esto se refleja en la vitalidad y dinamismo del área dentro de la propia disciplina a escala internacional, la cual, como ya abundaremos, comienza a recobrar importancia en América Latina. Creemos que el análisis empírico de la estratificación social y los patrones de movilidad social intergeneracional en América Latina nos permitirán obtener respuestas más acertadas a algunas de las preguntas centrales de la agenda de estudios sociales en la región: a) ¿cuáles son los efectos de los cambios estructurales en la distribución de las oportunidades de vida de la población? b) ¿En qué medida estos cambios han reproducido —o incluso incrementado— añejas segmentaciones sociales? c) ¿Cuál es el papel de instituciones como el sistema educativo y los mercados de trabajo en la generación de las desigualdades? y d) ¿qué factores inciden en las transmisión intergeneracional de las desigualdades a escala de las personas y las familias?

Algunos de estos tópicos son torales en el presente libro. Evidentemente, estos temas se encuentran enraizados en debates y desarrollos conceptuales y metodológicos con una amplia tradición en el campo de los estudios sociológicos de movilidad social. Por ello, una manera apropiada de presentar la agenda de nuestro estudio es a través de una breve revisión de estos debates. Éste es el objetivo de las siguientes secciones de esta introducción.

1.1 MOVILIDAD SOCIAL Y CLASES SOCIALES

Los estudios sociológicos sobre movilidad social se insertan en el campo más amplio de la estratificación social. Este campo se ocupa de analizar tres tipos de procesos sociales (Grusky 1994). El primero es la definición de los recursos valiosos o «recompensas sociales»; es decir, bajo qué circunstancias sociales y condiciones históricas adquieren valor y deseabilidad ciertos bienes o recursos. El segundo involucra la definición de cuáles son las posiciones sociales que brindan acceso desigual a esos recursos. Finalmente, el tercer proceso se refiere a los mecanismos que rigen la asignación de los individuos a las posiciones sociales y a los recursos. Aunque el análisis empírico de la movilidad social, en su mayoría, se ocupa del tercero, es necesario partir de ciertas definiciones y supuestos con respecto a los otros dos.

Una primera cuestión es en qué ámbito o dimensión ha de situarse la movilidad social. En tanto los recursos socialmente valiosos sean diversos (por ejemplo, ingresos monetarios, riqueza, poder, escolaridad, prestigio, etc.), podría plantearse un análisis de la movilidad social en cada una de estas dimensiones. De hecho, varias escuelas y tradiciones disciplinarias, dentro y fuera de la so-

ciología, se han enfocado en diferentes dimensiones de la movilidad social. Así y en sociología, por ejemplo, son frecuentes los estudios sobre movilidad educativa (Breen 2010, Breen y Jonsson 2005, Kerckhoff 2001, Mare 1981, Shavit, y Blossfeld 1993, entre muchos otros). El reciente interés de la economía por la movilidad social, *grosso modo*, se ha concentrado en analizar la movilidad intergeneracional en los ingresos o la riqueza (Corak 2004, Lefranc y Tannoy 2005, Lefranc et al. 2008).

En lugar de adoptar este enfoque segmentado en dimensiones, los estudios sociológicos de movilidad social proponen un enfoque integrador. En éste, no se enfatizan directamente los cambios intergeneracionales en el volumen de determinado tipo de recursos o recompensas, sino las posiciones sociales que median el acceso a ellos. Aquí es donde interviene el segundo proceso social de interés en los estudios de estratificación; a saber, la definición de cuáles son las posiciones sociales que componen la estructura social y que brindan acceso a los diferentes recursos.

En este estudio adoptamos la perspectiva de clases para identificar estas posiciones en la estructura social. Aunque el término «clase social» suele tener connotaciones ambiguas, la perspectiva sociológica de clases sociales adquiere un enfoque mucho más preciso y riguroso. Éste define a las clases en un plano estructural a partir de la posición de las personas o familias en las relaciones sociales que caracterizan a la división del trabajo. En este sentido, y aunque los estudios en esta perspectiva diverjan en su visión acerca de los factores que originan a las clases —relaciones de poder, de explotación, valoración social de las ocupaciones, etc.—, coinciden en la centralidad que otorgan a las relaciones sociales que se entablan en la esfera laboral, y que dan lugar a posiciones institucionalizadas que son re-

lativamente independientes de los individuos que las ocupan.

El énfasis en la esfera laboral parte del supuesto de que las relaciones que se entablan en su seno cumplen, aun hoy, un papel clave en la generación y distribución de las desigualdades sociales. Se considera que las posiciones de clase se asociarían con una «red interconectada» de ventajas —y desventajas— sociales (Crompton 1993); a diferentes «paquetes de recompensas» que incluyen recursos y activos de diferente tipo (Grusky y Kanbur 2006). Así y como lo señaló Max Weber en su momento, el análisis de la movilidad intergeneracional de clase nos acerca al estudio de la movilidad social en tanto la situación de clase se asocie con probabilidades típicas de acceso a bienes, de condiciones de vida y de satisfacción subjetiva (Weber 1969, p. 242).

Creemos que, a pesar de sus restricciones,¹ la perspectiva sociológica de clases ofrece insumos fundamentales para entender las tendencias en la movilidad social intergeneracional en América Latina. Ya que las clases se definen a partir de las posiciones

1 Entre estas limitaciones destacan: a) que existen otras fuentes de desigualdad material que escapan a la esfera ocupacional (por ejemplo, y de gran centralidad, los ingresos que provienen del capital, la propiedad u otras rentas); b) que las posiciones en la esfera laboral son en sí mismas moldeadas por una diversidad de factores, lo que implica que la asociación con las oportunidades de vida es variable de acuerdo con los contextos sociales o históricos, por lo que, más que un supuesto planteado *a priori*, la asociación entre pertenencia de clase y retribuciones sociales debe ser analizada empíricamente; y c) que la clase social no es el único eje o dimensión estructural de la desigualdad, por lo que se corre el riesgo de desarrollar una perspectiva «clasocéntrica» de la estratificación que oscurece la importancia de otras dimensiones, como la el género, la condición étnica, la raza, o la ciudadanía.

laborales, es posible vincular los cambios en la movilidad social a transformaciones más amplias —en el plano económico o institucional— que afectan esas posiciones y las relaciones que las definen (por ejemplo, la expansión o contracción de la demanda, los cambios organizativos, la regulación laboral, la expansión educativa). Lo anterior contrasta con aquellos enfoques basados en jerarquías de estatus, mismos que tienden a amalgamar —en términos estrictamente jerárquicos— posiciones ocupacionales heterogéneas (Müller 1990). Por los mismos motivos, también contrasta con los enfoques que predominan en los estudios económicos más recientes sobre las clases sociales, muy en boga hoy en América Latina. Éstos suelen definir las clases como estratos de individuos con niveles de ingresos o consumo similares (ver por ejemplo Ferreira et al. 2013). A diferencia de estas miradas, el enfoque sociológico sobre las clases permite contextualizar las tendencias y, de manera social e histórica, incorporarlas en el marco de las restricciones que la estructura social impone sobre las oportunidades de vida de las personas.

En síntesis, nuestro estudio se centrará en el análisis de la movilidad intergeneracional de clase. Las clases se entenderán como conjuntos de posiciones institucionalizadas que comparten características estructurales similares en el mercado de trabajo, definidas *ex ante*, y relativamente independientes de los individuos que las integran. En esta perspectiva, la desigualdad entre individuos en «paquetes de recompensas sociales» y oportunidades de vida se entiende como una consecuencia de la pertenencia de clase, y no como un rasgo definitorio de ésta. En el capítulo metodológico retornaremos al tema de la construcción empírica de nuestro esquema de clases.

Andrés Bello
a nivel de
de clase

1.2 EL LEGADO LATINOAMERICANO DE ESTUDIOS DE MOVILIDAD SOCIAL: EL ÉNFASIS ESTRUCTURAL

En América Latina, el estudio de la movilidad social desde una perspectiva de clases sociales tiene una trayectoria larga pero interrumpida en el tiempo.² La tradición se remonta hacia finales de los años cincuenta, cuando la temática comenzó a ser foco de atención por parte de los sociólogos de la región. Desde entonces y hasta principios de los ochenta, en varios países se desarrollaron investigaciones que buscaron caracterizar los patrones de movilidad, sobre todo intergeneracional, a partir de información indirecta proveniente de censos y/o de encuestas específicas.

Aunque fue evidente la influencia conceptual y metodológica de los estudios que se realizaban en Europa y Estados Unidos en esa misma época, la producción latinoamericana mostró rasgos distintivos. Para entenderlos, es necesario situarse en el contexto económico y político de la época. Mientras que los estudios clásicos de los cincuenta y sesenta se dan en un momento de alto crecimiento económico, cuando las discusiones giraban en torno a los efectos de la industrialización y urbanización sobre las sociedades latinoamericanas, los trabajos que cierran esta época, realizados en la década de los setenta, reflejan el influjo de miradas más críticas. Ejemplo de esto es la teoría de la dependencia, el enfoque histórico-estructural, y la discusión sobre la marginalidad social, que cuestionaban fuertemente la capacidad estructural

2 Para una reconstrucción sistemática de los estudios sobre estratificación y movilidad social en América Latina se pueden consultar los trabajos de Filgueira (2001), Franco, León y Atria (2007) y Torche (2014).

de las sociedades latinoamericanas para generar un crecimiento económico sostenido e incluyente.

En este sentido, los estudios de la época no pueden deslindarse de los debates locales sobre la modernización, el desarrollo y la dependencia, característicos de aquellos años. No es de extrañar, entonces, que se hayan distinguido por enfatizar el papel de factores de tipo estructural en la generación de oportunidades de movilidad.

De esta primera etapa destacan los trabajos pioneros de Labbens y Solari (1961) en Montevideo, Germani (1963) en Buenos Aires, Raczynski (1972) en Santiago de Chile, Balán, Browning y Jelin (1977) en Monterrey, Muñoz y Oliveira (1973) en la Ciudad de México, y Pastore (1979) en Brasil. Todos éstos se realizaron a partir de datos a escala individual sobre la movilidad intergeneracional de tipo ocupacional. Si bien con particularidades con base en el país, los estudios mostraron cómo los cambios de la época —acelerada industrialización y urbanización, expansión educativa, incremento de la migración rural-urbana, disminución diferencial de la fecundidad— se materializaban en oportunidades crecientes de movilidad ascendente para los habitantes de las grandes ciudades latinoamericanas; sin duda escenarios principales de las transformaciones acontecidas durante la «etapa dorada» de la sustitución de importaciones.

No es que los estudios no advirtieran los límites asimismo estructurales que impedían la incorporación de amplios sectores de población a los procesos de desarrollo. Estas diferencias, no obstante, parecían atenuarse por una estructura de oportunidades en constante ampliación. Esta condición facilitaba la eventual movilidad social de los pobres y marginados urbanos, incluidos los migrantes rurales.

Más tarde y durante la segunda mitad de la década de los setenta, el énfasis estructuralista de los estudios de movilidad social se acentuó. Lo anterior, ya fuese como resultado del influjo del enfoque histórico-estructural en la sociología latinoamericana, o por las crecientes tensiones del modelo sustitutivo de importaciones, evidenciaba la necesidad de poner mayor atención en los procesos macrosociales que imponían restricciones a la ampliación de las oportunidades de movilidad social.

Un trabajo clave de esta época es el de Filgueira y Geneletti (1981). A partir de datos censales, los autores realizaron un análisis de la transformación en la estructura de clases en varios países de América Latina entre los cincuenta y setenta. Muestran así los límites para la ampliación de las llamadas «clases medias». Además de este resultado, el estudio es relevante desde una perspectiva teórica. En él los autores confrontan los trabajos pioneros al argumentar la necesidad de atender más a la movilidad estructural; en otras palabras, aquélla que deriva de la ampliación o reducción del volumen de ciertas clases en la estructura social. En términos empíricos, este giro derivó en un mayor énfasis en el análisis de datos agregados acerca de las transformaciones históricas en la estructura de clases. Lo anterior en detrimento de los estudios que medían la movilidad individual a partir de encuestas de hogares.

Durante las décadas de los ochenta y noventa, el interés por la movilidad social decayó en América Latina (Filgueira 2001). La temática adquiriría de nuevo centralidad con el cambio de siglo. Esta revitalización vendría de la mano de una serie de investigaciones realizadas de manera casi simultánea en distintos países de la región. Entre los trabajos que inauguraron esta segunda y

prolífica etapa —la mayoría basados en encuestas especializadas de hogares— se encuentran los de León y Martínez (2001), Torche y Wormald (2004), Torche (2005) y Espinoza (2006) en Chile, Jorrat (2000 y 2008) en Argentina, Boado (2008) en Uruguay, Scalon (1999) Pastore y Do Valle Silva (2000) y Ribeiro (2007) en Brasil, Benavides (2002) en Perú, y Cortés y Escobar (2005) y Solís (2002 y 2007) en México.

La nueva ola de estudios adoptó distintas orientaciones y enfoques. Sin embargo y como veremos más adelante, una característica novedosa fue el interés por indagar sobre la movilidad que ocurre más allá de los cambios en la estructura ocupacional, en diálogo con desarrollos conceptuales y metodológicos de los países anglosajones.

No obstante lo expuesto, el paradigma «estructuralista» se mantuvo como una fuerte influencia en los debates, particularmente bajo el influjo de los trabajos publicados por la CEPAL (ver por ejemplo, CEPAL 2000). Un eje de preocupación central fue la evolución de la estructura ocupacional y las dificultades para la creación de empleos no manuales de calidad que ofrecieran oportunidades efectivas de ascenso social. Bajo este paradigma, las crisis económicas y los procesos de reforma que América Latina atravesó en las últimas décadas del siglo xx, colocaron la estratificación social bajo tensión. Hubo restricciones estructurales que frenaron la movilidad social ascendente.

Creemos que esta preocupación por los procesos de desarrollo, sus efectos sobre la estructura social y su posible impacto en la ampliación o cierre de oportunidades colectivas de movilidad social, es un aporte importante de los estudios sobre estratificación y movilidad social de América Latina. El vínculo entre cambio

estructural y movilidad social se coloca en el centro del debate.

Lo anterior se recoge en los distintos capítulos del libro. Aunque emprender un estudio histórico sobre las transformaciones en las estructuras de clase de la talla del realizado por Filgueira y Geneletti o por la CEPAL queda fuera de los alcances de este libro,³ nos hemos interesado en analizar los cambios globales en la estructura de clases entre padres e hijos. Éstos reflejan en buena medida los efectos del cambio estructural. También recuperamos esta preocupación al examinar la movilidad absoluta con datos a escala individual, al explorar qué parte de la movilidad observada podría atribuirse a ese cambio estructural.

En tanto los capítulos utilizan datos actualizados, permiten extender el horizonte temporal e indagar si mantienen vigencia los problemas identificados por los estudios de comienzos de siglo. Tómese en cuenta que las circunstancias económicas y sociales actuales son diferentes a las de la crisis y reformas estructurales de los ochenta y noventa. Asimismo, en el capítulo comparativo, ampliamos el contraste de las estructuras de clase a un conjunto de países europeos. Esta mirada comparativa, extendida más allá de la región, nos permitirá justamente ponderar las características específicas de las estructuras de clases de los países latinoamericanos, así como las restricciones que éstas ofrecen para la ampliación de oportunidades de movilidad social.

³ Ver también Oliveira y Roberts (1995).

1.3 LA DISCUSIÓN EUROPEA Y NORTEAMERICANA: EL ÉNFASIS EN LA FLUIDEZ SOCIAL

Al tiempo que durante los ochenta y noventa los estudios de movilidad intergeneracional de clase pasaron prácticamente al olvido en América Latina, en Europa y Estados Unidos mantuvieron vigencia y presentaron importantes avances. A tal grado sucedió, que se convirtió en uno de los campos más fértiles de la investigación contemporánea en sociología a escala internacional.

Un desarrollo clave, que destaca tanto por su peso específico en el campo como por la forma en que contrasta con lo que ocurrió en América Latina, es que el interés de la investigación empírica se desplazó de manera contundente de la movilidad absoluta a la relativa. La movilidad absoluta se refiere a las proporciones observadas de individuos con determinados orígenes de clase que experimentan movilidad a ciertos destinos de clase. La movilidad relativa se ocupa de contrastar las oportunidades relativas que tienen los individuos con diferentes orígenes de clase de alcanzar determinados destinos. Indica, es decir, los niveles de desigualdad en el acceso a las diferentes posiciones sociales. Mientras que la movilidad absoluta deriva en parte del cambio en la estructura de clases y de factores demográficos, la movilidad relativa es una medida más refinada del *régimen de movilidad endógeno*. En otras palabras, está libre de los efectos estructurales exógenos. Refleja, por lo tanto, el patrón intrínseco de fluidez social de una sociedad, y revela cuán flexible o rígida es ésta en términos de las oportunidades relativas de movilidad social.

Para explicar el cambio de énfasis a la movilidad relativa, es necesario situarnos en un debate teórico determinante para la evo-

lución del campo de los estudios sobre movilidad social en Europa y Estados Unidos. Este debate tiene que ver con la relación entre desarrollo capitalista y movilidad social. Como adelantamos en la primera sección, una corriente de la sociología, vinculada con el enfoque funcionalista, desarrolló un conjunto de tesis sobre la relación entre industrialización y movilidad social. Erikson y Goldthorpe (1992) llaman a este enfoque la «teoría liberal del industrialismo» y lo resumen en tres proposiciones. En las sociedades industriales, en comparación con las pre-industriales:

- * Las tasas de movilidad social son altas, y la movilidad ascendente predomina sobre la descendente.
- * Las oportunidades de movilidad son más equitativas en el sentido que los individuos con diferentes orígenes sociales compiten en términos de mayor igualdad para lograr (o evitar) ciertos destinos.
- * Tanto las tasas de movilidad como el grado de equidad de oportunidades tienden a incrementarse.

Queda fuera del alcance de este capítulo introductorio detallar los mecanismos que explicarían estas tendencias.⁴ El hecho es que a partir de estos postulados, se produjo un prolongado debate sobre si efectivamente las tendencias anunciadas tenían lugar o no en las sociedades desarrolladas de hoy.

El debate ha tenido varias aristas y etapas. El eje principal ha sido la confrontación entre quienes apoyan la teoría liberal y quie-

4 Uno de ellos es el principio de eficiencia ya discutido en la primera sección, aunque también hay razones asociadas con el cambio estructural y con la interacción de estos dos mecanismos.

nes sostienen que lo dominante es una «fluctuación sin tendencia» en la movilidad social o, más recientemente, variaciones asociadas con los entornos institucionales específicos de cada sociedad.

La noción de que la movilidad no sigue una tendencia histórica o evolutiva predefinida, de inicio se atribuye a Sorokin. No obstante, los primeros intentos de someter a prueba empírica la tesis de que no existía una asociación entre crecimiento económico y movilidad social, corresponden a Lipset y Zetterberg (1959). Ambos analizaron los patrones de movilidad intergeneracional absoluta observados en un conjunto de países europeos y Estados Unidos.

Uno de los resultados que estos autores intentaron explicar son las variaciones observadas en las tasas de movilidad absoluta. Estas variaciones, sin embargo, no se atribuyeron a principios funcionalistas —como lo hacía la teoría liberal del industrialismo— sino a los cambios en la estructura ocupacional, tal como lo hicieron los estudios latinoamericanos de la época. No obstante lo anterior, los argumentos de Lipset y Zetterberg no fueron concluyentes en términos de la discusión sobre si existía un patrón o tendencia específica para los países industrializados. La dificultad analítica radicaba justamente en el hecho de que, dadas las variaciones históricas en los patrones de industrialización, las características del cambio estructural también eran distintas entre países. Al analizar, pues, la movilidad absoluta, resultaba difícil deslindar los efectos del cambio estructural de las tendencias en la fluidez social.

Un punto de quiebre fundamental en este debate fueron los trabajos de Featherman, Jones y Hauser (1975) y Featherman y Hauser (1978). Apoyados en el avance metodológico de los modelos log-lineales (que permitían obtener medidas de la fluidez

social sin tomar en cuenta la movilidad absoluta),⁵ propusieron un ajuste a la hipótesis de fluctuación sin tendencia. Argumentaron que la similitud entre países industrializados no se daba en el plano fenotípico de las tasas absolutas de movilidad social, sino en el genotipo de sus niveles de movilidad relativa o fluidez social. Unos años después, Grusky y Hauser (1984) presentaron evidencia más sólida a favor de esta hipótesis. Ésta se conoce hoy como hipótesis FHJ. A partir de un análisis de los patrones de movilidad en 16 países, concluyeron que «las variaciones históricas y culturales afectan el perfil de la estructura ocupacional pero no las interacciones entre los estratos ocupacionales.» (p. 35, traducción libre).

Los trabajos más influyentes en esta línea argumentativa son los de Erikson y Goldthorpe (1987, 1992). En su libro *The Constant Flux* presentan los resultados de una investigación empírica con un nivel de detalle sin precedentes hasta esa fecha. En ésta analizan los cambios históricos y las variaciones entre naciones en los patrones de movilidad intergeneracional de clase en un conjunto de naciones desarrolladas. En comunión con el trabajo previo de Featherman, Hauser y Grusky, Erikson y Goldthorpe se enfocan en el análisis de las tasas relativas de movilidad. Hay tres aportes de este trabajo que conviene destacar para los objetivos del libro:

- a) Junto con Portocarrero (Erikson et al. 1979), la propuesta de un esquema de clases sociales elaborado con base en las relaciones en el mercado de trabajo. Este esquema, que es aún hoy uno de los más utilizados en la investigación empírica sobre estratifica-

5 Ver el capítulo metodológico del libro para una explicación más detallada de las características de los modelos log-lineales.

ción y movilidad social a escala internacional, es el que adoptamos para esta investigación.⁶

- b) La validación de la fluctuación sin tendencia histórica en los niveles de fluidez social. En otras palabras, que «en las naciones bajo estudio, no hay una tendencia a un incremento en la apertura asociada a los niveles de desarrollo» y que «las variaciones en las tasas (relativas) entre países son fundamentalmente de un tipo no sistemático –que derivan más de efectos específicos a sociedades particulares en tiempos particulares que de efectos que provienen de atributos sociales generalizables.» (p. 399, traducción libre)
- c) El hallazgo de un «patrón común» de fluidez social entre los países analizados; a saber, una similitud básica en los factores que rigen la movilidad relativa entre clases. Este patrón común se sistematizó en un modelo log-lineal (denominado aquí CASMIN por las siglas del proyecto que le dio origen)⁷ que postula que la propensión a la movilidad e inmovilidad entre las clases se regula por cuatro tipos de efectos: herencia, jerarquía, sector y afinidad.⁸

La conclusión de Erikson y Goldthorpe de un patrón común de fluidez se ha puesto a prueba en numerosos países con distinto grado de desarrollo y, en general, se ha confirmado. Por este moti-

6 En el capítulo metodológico discutimos los detalles de este esquema y su adaptación específica a esta investigación.

7 El nombre del proyecto es *Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations*.

8 En el capítulo metodológico se brindan más detalles sobre este modelo.

vo, algunos autores lo consideran uno de los mayores logros intelectuales de la investigación reciente sobre movilidad y estratificación social (Hout y DiPrete 2006). Sin embargo, también ha sido objeto de cuestionamientos (ver, entre otros, Ganzeboom, Treiman, Ultee 1991; Hout and Hauser 1992, Breen y Luijckx 2004). Una de las críticas que retomaremos en la próxima sección, se refiere a las dificultades del modelo CASMIN para captar el papel clave que cumplen las diferencias jerárquicas entre clases en la regulación de las oportunidades de movilidad.

En América Latina, la segunda generación de estudios sobre movilidad social recuperó estos desarrollos y debates de los países anglosajones. Los trabajos de la nueva generación fueron más allá del análisis de la relación entre cambios en la estructura ocupacional y movilidad absoluta, e indagaron también en la movilidad relativa y en los regímenes de fluidez social. Sin embargo, no son muchos los estudios que han examinado en forma sistemática las transformaciones a través del tiempo y las diferencias entre países.

Aquéllos que sí se han detenido en el análisis de los cambios en la movilidad relativa a través del tiempo, sugieren tendencias divergentes entre los países de la región. Así, evidencias para Brasil muestran un incremento de la fluidez social en las últimas tres décadas del siglo xx. Dicho incremento se vincularía con una disminución de la reproducción intergeneracional entre los grupos profesionales (Ribeiro 2007). En cambio, estudios para otros países muestran tendencias opuestas. En México y durante el mismo periodo, se registra una reducción de la fluidez social y, en particular, un mayor peso de los orígenes sociales en el acceso a los estratos de mayor nivel (Cortés y Escobar 2005, Solís 2002 y 2007,

Parrado 2005, Zenteno y Solís 2006). Espinoza y Nuñez (2014) han mostrado que la tendencia hacia una mayor rigidez se repite en Chile, mientras que para Argentina, los estudios sugieren una rigidización similar durante la misma etapa (Benza 2010, Jorrat 2008, Sautu y Dalle 2011).

Entre los trabajos que han analizado la movilidad relativa en diferentes países destacan los de Torche (2005) y Ribeiro (2007), quienes introdujeron los casos de Chile y Brasil, respectivamente, al debate internacional acerca de los niveles y patrones comunes de fluidez social. En ambos trabajos, se pone a prueba el modelo CASMIN al utilizar el esquema de clases desarrollado por Erikson, Goldthorpe y Portocarrero. La finalidad es analizar en qué medida las pautas de movilidad en las sociedades chilena y brasilera se distancian de las observadas en los países desarrollados.

Ambos trabajos llegan a resultados similares y sin duda sorprendentes. Los niveles de fluidez social en Chile y Brasil son semejantes a los observados en las sociedades industrializadas, a pesar de la mayor desigualdad distributiva que caracteriza a estos países de América Latina. Torche —quien sintetiza esta doble condición de Chile en la expresión «desigual pero fluido»— encuentra que la alta fluidez social se explica por algunas especificidades del patrón de movilidad en la sociedad chilena: amplios movimientos entre las clases medias y bajas, junto con fuertes barreras para el acceso a las posiciones más altas. La autora sugiere que esta alta movilidad sería poco significativa en términos de mejoras en los ingresos y otros recursos. Lo anterior en la medida en que tiene lugar entre clases con retribuciones relativamente similares y

no incluye el acceso a las posiciones de mayor jerarquía.

Los capítulos de este libro aportan nuevas evidencias al campo de estudios comparativos internacionales sobre la fluidez social. En primer lugar, y para cada país, se exploran posibles cambios históricos en la fluidez social. El fin es examinar si en el análisis de datos más recientes y para un mayor número de sociedades, se confirman los resultados sobre tendencias divergentes.

En segundo lugar, en los capítulos también hay una preocupación por el análisis de las semejanzas y diferencias entre países en materia de patrones y niveles de movilidad. Por un lado, una de las preguntas latentes en todos los capítulos nacionales, es en qué medida los factores que regulan la fluidez social en cada país pueden sintetizarse a través del «patrón común» de fluidez social identificado por Erikson y Goldthorpe. Esto nos permitirá aportar a la discusión acerca de si el patrón común identificado en países desarrollados se puede o no generalizar para sociedades con características diferentes. Con este objetivo y en todos los capítulos, se pone a prueba el modelo del proyecto CASMIN. Al mismo tiempo se utiliza el esquema de clases propuesto en ese proyecto. La finalidad es garantizar la comparabilidad de los resultados.

Por otro lado, el capítulo comparativo profundiza en los contrastes entre países. Así, se realiza una comparación sistemática entre los países latinoamericanos incluidos en el estudio. Si bien no se incluye a todos los de la región, sí hay la suficiente heterogeneidad para explorar algunas diferencias nacionales. Adicionalmente, se comparan los patrones y niveles de fluidez observados en América Latina con los de un conjunto de países europeos. Se ahonda así en las especificidades de la región.

1.4 EL PATRÓN DE FLUIDEZ, ¿RELACIONAL O JERÁRQUICO?

En la sección anterior mencionamos que una de las principales críticas que ha recibido el modelo CASMIN es que capta en forma deficiente los efectos de las distancias jerárquicas en la fluidez social. Este cuestionamiento se vincula con un debate más amplio respecto a cómo concebir y explicar las diferencias entre las clases.

En este debate, las perspectivas que enfatizan el carácter relacional de las clases se contraponen a las que acentúan sus diferencias dentro de una escala vertical. Desde la primera mirada, las clases se conciben ante todo como diferencias de tipo, definidas con base en las características de las relaciones laborales. En contraste, para la segunda mirada, el eje realmente importante en la definición de la estratificación entre los grupos son las diferencias de grado en aspectos como el estatus social, los ingresos, la riqueza, etc.

Ambas perspectivas se han traducido en hipótesis antagónicas acerca de cuáles son las características del patrón de movilidad social que predomina en las sociedades contemporáneas (Hout y DiPrete 2006). La primera perspectiva plantea que la propensión a la movilidad entre las clases depende no sólo de las distancias jerárquicas entre ellas, sino también —y sobre todo— de dimensiones cualitativas de orden relacional. Éstas se vinculan con las características que asumen las relaciones laborales en el interior de las clases y entre ellas. El intento más logrado de poner a prueba esta hipótesis constituye justamente el que realizaron Erikson y Goldthorpe (1992) a través del modelo CASMIN. Así y aunque el modelo incluya aspectos jerárquicos, también incorpora otros factores que pueden regular la movilidad e inmovilidad; a saber, la

afinidad que subyace entre clases o las barreras sociales entre los sectores agrícolas y no agrícolas.⁹

La segunda perspectiva, en cambio, sostiene que la movilidad relativa entre las clases se determina por las distancias jerárquicas que las separan. Con base en este enfoque, se ha desarrollado todo un conjunto de modelos que buscan resumir esas distancias jerárquicas a través de una o varias escalas o índices (Hauser 1984, Ganzeboom et al. 1989; Hout y Hauser 1992).

La investigación hasta la fecha no ha resuelto las disputas entre estos dos enfoques. Ambos gozan de apoyos sólidos en la comunidad académica y la evidencia empírica no ha sido concluyente a favor de uno u otro (Hout y DiPrete 2006). Si bien en este libro adoptamos una perspectiva relacional de clases, consideramos importante retomar el debate recién reseñado para el caso de América Latina. Con este fin, indagamos si el patrón de fluidez social de los países de la región se capta en forma adecuada por un modelo que incorpora factores cualitativos de tipo relacional. Tal es el caso del modelo CASMIN. Ahora bien, se indaga de la misma forma si en estos países predomina un patrón exclusivamente jerárquico, donde las distancias sociales entre las clases son el principal elemento que moldea las probabilidades de movilidad entre ellas.

Este interés surge de la vocación por contribuir al debate internacional con la aportación de evidencias referidas a otras sociedades, pero también —y en especial— con la aportación de características específicas de los países latinoamericanos. En efecto, las profundas desigualdades de clase que históricamente han caracte-

9 Revisaremos con detalle estos factores en el capítulo metodológico.

rizado a América Latina, hacen factible la hipótesis de sociedades en las que el patrón de fluidez social se rija por esas distancias entre las clases. El trabajo de Torche (2005) apunta hacia esta dirección al encontrar que el patrón de movilidad en Chile está moldeado por fuertes efectos jerárquicos; en particular, por las distancias que separan a la clase superior del resto de las clases.

1.5 LA MOVILIDAD DE CLASE Y EL GÉNERO

Durante sus primeras etapas, hacia mediados del siglo xx, los estudios empíricos sobre estratificación y movilidad social tendieron a enfocar el análisis únicamente en el universo de los varones. Esta preferencia, que también se registró en las investigaciones pioneras de América Latina, se justificó por las características que tenía la división del trabajo por género en aquel entonces. La participación laboral de las mujeres era poco frecuente y la gran mayoría de las parejas conyugales seguía el modelo tradicional de un esposo único proveedor económico y una esposa ama de casa. En ese contexto, se argumentaba que la clase del jefe de hogar varón podía ser en sí misma indicador de la situación de clase de toda la familia.

La práctica de excluir a las mujeres del análisis y, en particular, la de derivar su posición de clase a partir de la de sus cónyuges, comenzó a cuestionarse desde los años setenta. La creciente incorporación de las mujeres al mercado de trabajo y las evidencias en torno a las diferentes formas de inserción laboral de unas y otros —en términos de las actividades que desempeñan y de las condiciones en que lo hacen— mostraron los límites serios de esa exclusión. Las corrientes feministas y los estudios de género acusaron de sexistas a los trabajos sobre estratifica-

ción y movilidad social, así como de tener un sesgo «masculinizante». Al tiempo, mostraron cómo las relaciones de género actúan moldeando las relaciones laborales; imprimen de hecho un perfil específico a las estructuras de clase de varones y de mujeres (Crompton y Mann 1986; Crompton 1989).

En este marco, la incorporación de las mujeres en el análisis parecía insoslayable. Varias investigaciones comenzaron a indagar en las especificidades de la movilidad femenina, incluidas algunas en América Latina, (Cortés y Escobar 2005, Jorrot 2007, Solís y Cortés 2009). No obstante, la práctica de excluirlas aún predominó en los trabajos realizados en la segunda generación de estudios sobre movilidad de América Latina.

Un argumento que pesó para continuar con esta práctica fue el hallazgo de que los patrones de movilidad social de las mujeres son semejantes a los de los varones. Estudiarlas no agregaría mucho al análisis (Goldthorpe et al. 1987). Sin embargo, este argumento se encuentra sujeto a verificación empírica y es objeto de opiniones discrepantes (Stanworth 1984). En otros casos, primaron razones pragmáticas: las dificultades metodológicas que surgen al incorporar a las mujeres al análisis, o el propósito de garantizar la comparabilidad de los resultados con los de las investigaciones del pasado.

En este libro consideramos que en América Latina es necesario comenzar a abordar el tema con mayor profundidad. Resulta impostergable emprender análisis empíricos que incorporen también a las mujeres. Sólo así podremos conocer cuáles son las especificidades que imprime el género en la estratificación y la movilidad social en los países de la región. Por este motivo —y como una manera de aportar evidencias para el debate— en estos

capítulos se exploran diferencias en los niveles y patrones de movilidad entre mujeres y varones.

No obstante lo anterior, somos conscientes de que incluir en forma plena a las mujeres en los estudios de movilidad social es una tarea que va mucho más allá de replicar el análisis por sexo. Involucra asumir un conjunto importante de desafíos teóricos y metodológicos. Por un parte, requiere de un debate serio acerca de cuál es la unidad de análisis en los estudios sobre estratificación y movilidad, si la familia o el individuo y, en especial, cómo determinar la clase de las mujeres (Breen 2004, p. 8). Por otra, también supone precisiones conceptuales acerca de las múltiples maneras en que las persistentes asimetrías de género pueden incidir sobre las formas de estratificación y sobre la movilidad social.

Si bien esta tarea está fuera de las posibilidades de la presente investigación, a través del análisis mostramos evidencias empíricas sistemáticas que identifican diferencias y similitudes entre los países de la región en la movilidad de mujeres y varones. Esas evidencias constituyen valiosos insumos para las futuras investigaciones que busquen profundizar en las relaciones entre el género y la movilidad en las sociedades de América Latina.

1.6 SÍNTESIS

En este capítulo introductorio hemos revisado tanto debates como desarrollos conceptuales y metodológicos de la investigación contemporánea sobre movilidad social. Nuestro objetivo no fue brindar un análisis exhaustivo de éstos, sino realizar un breve recorrido por los tópicos que guiaron la agenda de la investigación que aquí presentamos.

Realizamos este estudio colectivo sobre movilidad intergeneracional de clase por su relevancia para comprender los altos niveles de desigualdad en las sociedades latinoamericanas. Estamos convencidos de que los análisis de movilidad tienen mucho que aportar en este sentido: proveen diagnósticos sobre el grado de desigualdad de oportunidades y brindan elementos para entender los mecanismos de transmisión intergeneracional de la desigualdad.

Una preocupación constante fue garantizar la integración conceptual y metodológica de los análisis emprendidos para cada país. La finalidad fue aportar evidencias sistemáticas que permitiesen trazar un panorama conjunto; identificar aspectos comunes y divergentes en los niveles y patrones de movilidad de los países de la región. Para ello, establecimos criterios homogéneos para identificar las clases y para medir la movilidad, pero también para definir preguntas y ejes de indagación en común.

Así, en el trabajo recuperamos el legado de los estudios pioneros sobre movilidad social de América Latina; en especial, el interés por los efectos del cambio estructural sobre la generación de oportunidades colectivas de movilidad social. Con este fin, exploramos cambios en el tiempo dentro de las estructuras de clases; evaluamos qué parte de la movilidad absoluta podría atribuirse al cambio estructural, y contrastamos las estructuras de clase de los países latinoamericanos con los de un conjunto de países europeos.

Al mismo tiempo, consideramos los avances en el estudio de la fluidez social realizados en otras latitudes. Por una parte, exploramos posibles cambios en ésta a través del tiempo; por otra, contrastamos la fluidez entre los países estudiados y los europeos.

En relación con este último punto, nos interesamos en tres

aspectos. Primero, si existe un «patrón común» en los países de América Latina; es decir, si los países se asemejan en los factores que regulan la fluidez social. Segundo, en qué medida esos factores pueden sintetizarse a través del patrón de fluidez social identificado por Erikson y Goldthorpe para los países desarrollados (en otras palabras, cuán generalizable es ese patrón común a países como los latinoamericanos). Tercero, si el patrón de fluidez social de los países de la región puede captarse adecuadamente por un modelo que incorpore factores cualitativos de tipo relacional (como el propuesto por Erikson y Goldthorpe); o bien, si en estos países predomina un patrón exclusivamente jerárquico, donde las profundas distancias sociales que se observan entre las clases son el principal elemento que moldea las probabilidades de movilidad entre ellas.

Finalmente, otro eje relevante es el análisis de las diferencias en las pautas de movilidad de mujeres y varones. Al abordar estas diferencias poco exploradas en América Latina, buscamos abrir la discusión acerca lo que se asume en las relaciones entre el género y la movilidad en las sociedades de la región.



CAPÍTULO 2
**ASPECTOS METODOLÓGICOS EN EL ANÁLISIS
DE LA MOVILIDAD SOCIAL**

Patricio Solís

En este capítulo presentamos los principales aspectos metodológicos de esta investigación. Como ya se mencionó en la presentación, el proyecto es una obra colectiva en la que los participantes han contribuido con el diseño de la investigación, además de escribir los capítulos nacionales. En este sentido, aunque los capítulos para cada país son de autoría individual, hay un conjunto de criterios metodológicos que les son comunes. Esto permite realizar una lectura transversal de los trabajos y derivar conclusiones comparativas, más allá del análisis general que realizamos en el capítulo siguiente.

El capítulo se centrará en los siguientes puntos:

- a. la utilización de un esquema de clases sociales comparable, apoyado en la investigación internacional sobre movilidad intergeneracional de clase;
- b. la utilización de medidas comunes para el análisis de la movilidad social absoluta;
- c. la aplicación de modelos de regresión log-lineal para analizar la movilidad relativa o «fluidez social»;
- d. el ajuste de una serie de modelos log-lineales específicos que permiten poner a prueba patrones de asociación que son objeto de debate en la discusión contemporánea sobre movilidad intergeneracional de clase.

A continuación revisamos todos estos puntos. El capítulo concluye con una breve descripción de las fuentes de datos que se utilizaron para cada país.

2.1 DEFINICIÓN DE LAS CLASES SOCIALES

Nuestro análisis se enfoca en la movilidad intergeneracional de clase. Conviene por lo tanto iniciar con algunas precisiones sobre lo que entendemos por clase social y cómo operacionalizamos nuestro esquema de clases.

En el capítulo introductorio discutimos ya los fundamentos teóricos de nuestra aproximación sociológica a las clases sociales. Baste por ahora recordar que la perspectiva sociológica se distingue de otras aproximaciones al definir las clases sociales en un plano estructural, a partir de posiciones que emergen de la división del trabajo en la sociedad. En efecto y en nuestra perspectiva, las clases constituyen conjuntos de posiciones institucionalizadas que comparten características estructurales similares en el mercado de trabajo. Éstas se definen *ex ante* por el investigador y son relativamente independientes de los individuos que las integran. Así, se entiende la desigualdad entre individuos en «paquetes de recompensas sociales» y oportunidades de vida como una consecuencia de la pertenencia de clase, y no como un rasgo definitorio de éstas. El supuesto es que las relaciones que se entablan en la esfera laboral cumplen, aun hoy, un papel clave en la generación y distribución de las desigualdades sociales.

Aunque esta definición sirva para situar a la clase social en el ámbito de las relaciones laborales, es todavía insuficiente para

resolver operativamente el problema de la construcción de un esquema de clases. En sociedades con alta diferenciación social, los criterios para definir posiciones en el mercado de trabajo son múltiples (ocupación, tipo de relación laboral, propiedad, calificación laboral, beneficios laborales, rama de actividad, etc.). La yuxtaposición de estos rasgos genera un alto número de combinaciones. Es menester utilizar principios teóricos más específicos para reducir tal dimensionalidad y desarrollar un esquema con una cantidad manejable de clases.

Entre los sociólogos, no existe consenso en torno a cuáles son los principios adecuados para realizar tal agrupación. En la investigación contemporánea sobre estratificación y movilidad de clase, los dos esquemas más reconocidos son el CASMIN de Erikson y Goldthorpe (Erikson et al. 1979, Erikson y Goldthorpe 1992) y el propuesto por Erik Olin Wright (1986, 1995). En América Latina se han utilizado también otros esquemas, por ejemplo, la propuesta de clasificación de Torrado (1992) o incluso otros más simples, como los que se apoyan en la añeja división entre ocupaciones manuales y no manuales de alta y baja calificación (Espinoza 2002, Solís 2005). También se ha propuesto desarrollar esquemas de clase alternativos que reflejen características específicas de la heterogeneidad de los mercados de trabajo en la región (Portes y Hoffman 2003, Solís 2010).

En este proyecto decidimos utilizar el esquema CASMIN. Las razones son tanto sustantivas como prácticas. En primer lugar y aunque persista cierto debate en torno a los fundamentos teóricos de las clases tal como las conciben Wright (de inspiración marxista-

ta) y Erikson/Goldthorpe (de inspiración neoweberiana),¹ al «ate-rizar» empíricamente ambos esquemas, las diferencias son me-nores, en particular las últimas versiones propuestas por Wright. A esto se debe agregar que al día de hoy, el esquema CASMIN es el más utilizado en la investigación comparativa internacional sobre estratificación y movilidad social. Esto permite que los resulta-dos de nuestro estudio se puedan comparar con los de otras lati-tudes. Finalmente, aunque coincidimos en que se debe promover una discusión sobre las adecuaciones necesarias a los esquemas de clase en América Latina, ésta es compleja. Por ello, aunque ha quedado fuera de los alcances de este proyecto, se plantea como un tema pendiente en la agenda futura de investigación.

El esquema CASMIN define las clases sociales en función de las posiciones en la estructura de relaciones laborales. Para iden-tificar estas posiciones, el modelo parte de dos criterios: una dis-tinción primaria por posición (empleadores, autoempleados, y trabajadores asalariados/dependientes) y una secundaria al inte-rior del grupo de asalariados/dependientes. Lo anterior depende-rá del tipo de relación salarial predominante; a saber, «de servi-cios», propias de entornos en los que es común la delegación de autoridad y la aplicación de conocimiento y experiencia especia-lizados, *versus* relaciones reguladas contractualmente. En éstas predomina el intercambio estricto de trabajo por dinero y la estrecha supervisión por parte del patrón o sus capataces. Desde esta mirada, los trabajadores en relaciones de servicios operarían sus

1 En Wright (2005) se discuten con detalle las distintas aproximacio-nes teóricas y empíricas para la medición de las clases sociales.

tareas en un marco de relativa autonomía y discreción. Estas características se traducirían en incentivos especiales por parte del empleador (en términos de ingresos y condiciones laborales), con el propósito de asegurar que los trabajadores actúen en pos de la organización.

En el Cuadro 2.1 presentamos el esquema CASMIN en cuatro versiones: una extendida de once clases, una más compacta de siete (que será la más utilizada a lo largo del libro), y dos versiones resumidas de cuatro y tres «macroclases».² Para la descripción, tomaremos como referente el esquema con siete clases.

La «clase de servicios» (I+II) incluye, en primer lugar, a los grandes empleadores, los altos directivos en el sector público y privado y a los profesionales (clase 1).³ Aunque en este grupo se

2 Los números romanos y letras asignadas a cada clase provienen del esquema original de Erikson y Goldthorpe. En el proyecto acordamos modificar la posición de la clase IVC, pues nuestra revisión de los datos de ingresos, escolaridad y otros activos sugiere que, al menos en América Latina, esta clase se encuentra jerárquicamente situada en la base de la estratificación social, más que en la parte intermedia. Este reacomodo nos permite atribuir un orden jerárquico más apropiado a las clases sin alterar la clasificación original.

3 Esta clase incluye a los miembros de las élites económicas, que suelen declarar ocupaciones gerenciales o directivas de alto nivel. No obstante, es importante tener en cuenta que los estudios empíricos basados en encuestas de hogares tienden a presentar sesgos de omisión de las élites económicas, debido a su baja probabilidad de selección muestral y a la baja tasa de respuesta (Cortés 2000). En este sentido, los estudios de movilidad social basados en encuestas deben complementarse con trabajos que, a partir de otras metodologías, evalúen las condiciones sociales de acceso a las élites.

presentan relaciones laborales de tipo mixto (los grandes empleadores son patrones, los altos directivos asalariados, y los profesionales pueden ser tanto asalariados como independientes), en todos los casos se trata de posiciones privilegiadas, ya sea por el control de los medios de producción, el grado de autoridad, o la posesión de conocimientos especializados y credenciales. A este grupo se suma la clase de técnicos superiores y directivos intermedios (clase II). Esta clase está compuesta fundamentalmente por trabajadores asalariados en posiciones de autoridad intermedia o que involucran un menor grado de especialización y conocimientos. Ejemplos de estas posiciones son los gerentes de sucursales, los supervisores de trabajadores no manuales, los maestros de nivel básico y medio y los técnicos especializados.

La clase «no manual de rutina» (IIIA y IIIB) incluye a los trabajadores asalariados que desempeñan tareas rutinarias de oficina (oficinistas, asistentes administrativos, archivistas, etc.), así como a los dependientes de comercio. Aunque los miembros de esta clase suelen compartir espacios de trabajo con los de la «clase de servicios», se trata de posiciones jerárquicas inferiores en la estructura interna de los establecimientos. Además, están sujetos a relaciones más verticales de autoridad.

La clase de «trabajadores independientes no agrícolas» (IVA+b) se compone de pequeños patrones (menos de cinco empleados) que no son profesionales o técnicos superiores (éstos se encuentran ya agrupados en I+II), así como de trabajadores por cuenta propia que desarrollan actividades de comercio u ocupaciones manuales calificadas no agrícolas. Esta clase corresponde a lo que Erikson, Goldthorpe y otros han denominado la «pequeña burguesía».

CUADRO 2.1
ESQUEMA DE CLASES «CASMIN»

ONCE CLASES	SIETE CLASES	CUATRO MACROCLASES	TRES MACROCLASES
I. Grandes propietarios, altos directivos y profesionales	I+II. Clase de servicios	Clase de servicios	Clase de servicios
II. Técnicos superiores y directivos intermedios			
IIIa. Oficinistas	IIIa+b. No manual de rutina	No manual de rutina e independientes	No manual de rutina e independientes
IIIb. Dependientes de comercio			
IVa. Pequeños empleadores			
IVb. Independientes sin empleados	IVa+b. Independientes no agrícolas		
V. Técnicos inferiores y supervisores manuales	V+VI. Manuales calificados y semicalificados	Clases trabajadoras no agrícolas	Clases trabajadoras
VI. Asalariados manuales calificados y semicalificados			
VIIa. Asalariados manuales de baja calificación			
IVc. Pequeños propietarios agrícolas	IVc. Pequeños propietarios agrícolas	Clases agrícolas	
VIIb. Asalariados agrícolas	VIIb. Asalariados agrícolas		

Fuente: Adaptado de Erikson y Goldthorpe (1992).

Este término debe utilizarse con cautela, pues remite a una situación de privilegio que se asocia con la propiedad que en América Latina no corresponde a muchas de las ocupaciones inclui-

das en esta clase. Pensemos por ejemplo en los numerosos propietarios de micro-comercios en barrios populares. Ellos, más que «pequeños burgueses», podrían describirse como trabajadores informales en condiciones de subsistencia. Por tanto, lo que es característico de esta clase no es necesariamente una posición socioeconómica más ventajosa que la que tienen los trabajadores asalariados, sino que se encuentran insertos en relaciones laborales no asalariadas. Al no tener un patrón fijo, no están sujetos a relaciones de autoridad tan estrechas y permanentes como las de los trabajadores asalariados.

La clase de trabajadores manuales calificados y semi-calificados (V+VI) incluye a los trabajadores fabriles y artesanos en posiciones asalariadas con un grado alto o intermedio de calificación. En esta clase se encuentran los capataces y supervisores industriales, técnicos no especializados, operarios industriales, mecánicos y otros grupos de trabajadores manuales con especialización en actividades de manufactura o de servicios.

La clase de trabajadores manuales de baja calificación (VIIa) comprende un amplio rango de posiciones de baja calificación en ocupaciones manuales y de servicios. Ejemplos de estas ocupaciones son los ayudantes y peones fabriles, los trabajadores en limpieza y servicios domésticos, los vendedores ambulantes, mozos, meseros, etc. Nótese que en el esquema original de Erikson y Goldthorpe, esta clase está integrada fundamentalmente por trabajadores en relaciones laborales asalariadas. No obstante y en nuestra adaptación para América Latina, incluimos en esta clase a los trabajadores de baja calificación que se declaran como «por cuenta propia» pero tienen niveles de calificación bajos. Así, difícilmente pueden ofertar algo más que su fuerza de trabajo, lo cual

los convertiría en asalariados precarios encubiertos. Tal es el caso, por ejemplo, de los trabajadores en servicios domésticos, vendedores ambulantes, o trabajadores manuales de baja calificación auto-declarados como trabajadores por cuenta propia, quienes en lugar de estar clasificados dentro de *iva+b*, se los incluye en esta clase.

Finalmente, las clases agrícolas se integran por los asalariados agrícolas (*viib*); es decir, jornaleros y otros trabajadores que reciben un salario en actividades de agricultura, ganadería y afines, así como los pequeños propietarios agrícolas (*ivc*). La composición de esta última clase es heterogénea y puede variar entre países. En algunos casos se compondrá por campesinos que desarrollan actividades agrícolas de baja productividad; en otros, será posible que exista un componente mayor de pequeños propietarios que, como ocurre en amplias regiones de Estados Unidos y Europa, poseen los recursos y apoyos gubernamentales para invertir en tecnología e insumos. Así incrementan su producción a niveles comercializables por encima de la subsistencia. Desafortunadamente, la información disponible en las encuestas y los tamaños de muestra restringidos no nos permiten profundizar en estas distinciones al interior de la clase propietaria agrícola.

Para obtener el esquema de clases, se utilizó la información sobre posición en el trabajo (patrón, cuenta propia o dependiente), ocupación (clasificada mediante la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones 1988 de la OIT), número de trabajadores dependientes y tamaño del establecimiento disponible en todas las encuestas.⁴ Se utilizó la codificación original desarrollada

4 En algunas encuestas no se disponía de información completa sobre

por Ganzeboom⁵ para el programa SPSS y la adaptación del mismo para Stata desarrollada por Hendrickx.⁶ Al comparar ambas versiones, se identificaron algunas inconsistencias en la adaptación de Hendrickx, mismas que se corrigieron para lograr una compatibilidad total. Luego se introdujeron otras modificaciones que dan cuenta de las especificaciones descritas en esta sección para América Latina.⁷

2.2 MEDIDAS DE MOVILIDAD ABSOLUTA

El análisis empírico de la movilidad intergeneracional de clase suele realizarse a partir de los datos obtenidos en encuestas de hogares. En éstas se registra la clase de la familia de origen a partir de la ocupación del padre a una edad fija del entrevistado (por lo general a los 15 años), así como la clase actual de la propia persona entrevistada. Con esta información se construyen tablas de doble entrada. En éstas se clasifica a los entrevistados por su clase de origen (renglones) y destino (columnas). Estas tablas de doble entrada son el insumo básico para el análisis empírico de la movilidad social intergeneracional.

A partir de la agregación de las frecuencias de la tabla, es po-

el número de trabajadores dependientes, por lo que tuvo que ser imputada de manera indirecta a partir de la ocupación. Al respecto, ver la sección final de este capítulo.

5 <http://www.svt.ntnu.no/iss/EGP2.htm>

6 <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s425802.html>

7 El código utilizado para construir el esquema de clases se encuentra a disposición de los lectores, previa solicitud por escrito a los coordinadores de este volumen.

sible obtener un conjunto de medidas resumen de la «movilidad absoluta». Entiéndase ésta como la movilidad observada directamente a partir de las frecuencias de la tabla. Estas medidas reflejan no sólo la propensión neta a la herencia y movilidad entre ciertas clases, sino también la magnitud relativa de cada clase y los cambios entre las distribuciones de origen y destino.

El índice de disimilitud, como primera medida, resume las diferencias en las distribuciones marginales de origen y destino. Si definimos O_{i+} como la frecuencia relativa marginal de casos en la clase i en los orígenes, y D_{i+} como la misma frecuencia relativa en los destinos, entonces el índice de disimilitud (ID) se calcularía como sigue:

$$ID = \sum_{i=1}^n \left| \frac{O_{i+} - D_{i+}}{2} \right|$$

El índice de disimilitud asume un valor entre 0 y 1, (0 a 100 si se expresa en porcentaje). Este valor nos indica el porcentaje mínimo de casos que deberían cambiar de clase para que las distribuciones marginales de clase de orígenes y destinos sean idénticas. El ID suele interpretarse como una medida resumen del cambio global en la distribución de clases entre orígenes y destinos. Ésta se asocia tanto con las transformaciones históricas de la estructura de clases como con otros fenómenos demográficos, entre ellos la fecundidad diferencial y la mortalidad selectiva entre las clases. Un valor alto del ID es indicador de cambios históricos de gran magnitud en la estructura de clases. Algunos de estos cambios se conocen bien. Ejemplos son el declive histórico de las clases agrícolas y el incremento en las clases trabajadoras y de servicios. Para formarse una idea más precisa del sentido de

estas transformaciones, es necesario revisar con más detalle los cambios en el peso relativo de cada clase en la distribución de orígenes y destinos.

Al ser el ID una medida de cambio en las distribuciones marginales, no refleja la movilidad observada entre los individuos al interior de la tabla. Una medida resumen inicial de la distribución de frecuencias en las celdas de la tabla es la *herencia*. Ésta se obtiene al sumar el porcentaje de casos ubicados en la diagonal principal de la tabla; es decir, en todas las celdas que corresponden a las mismas clases de origen y de destino. El complemento de la herencia es la *movilidad general*, que corresponde al porcentaje de casos ubicados fuera de la diagonal principal.

El índice de disimilitud, la herencia y la movilidad general son medidas resumen insensibles a la dirección de la movilidad. Así, por ejemplo, dos sociedades podrían poseer niveles idénticos de movilidad general, pero en una de ellas puede predominar la movilidad ascendente y en la otra la descendente. Para identificar estas diferencias, en el proyecto incluimos un conjunto de medidas adicionales que buscan precisamente dar cuenta del sentido de la movilidad.

Lo anterior implica asignar un orden jerárquico a las clases. En su discusión con otros autores, Erikson y Goldthorpe han rechazado la idea de que exista un orden jerárquico implícito en la construcción del esquema CASMIN. No obstante y al revisar una serie de medidas promedio de indicadores asociados con la estratificación social, tal orden jerárquico emerge como una realidad empírica. Considérese por ejemplo la brecha en ingresos y escolaridad entre las clases (Cuadro 2.2). Aunque al construir el esquema de clases no hemos utilizado como criterio la posición de las

personas en la distribución de activos o paquetes de retribuciones, una vez construidas las clases surge un ordenamiento jerárquico como propiedad emergente de la pertenencia de clase.⁸ Este orden jerárquico puede utilizarse para definir algunas medidas de movilidad intergeneracional ascendente y descendente.

Las primeras dos medidas consisten en dividir la movilidad general en ascendente o descendente de acuerdo con el ordenamiento que hemos predefinido. Bajo esta premisa, la *movilidad ascendente* sería la suma de los porcentajes de las celdas ubicadas en el triángulo inferior de la tabla, por debajo de la diagonal principal. La *movilidad descendente* se obtendría de la suma de las celdas en el triángulo superior.

8 El orden jerárquico no es perfecto. Recordemos que no se trata de estratos de ingresos o escolaridad, sino de clases definidas a través de la posición en el mercado de trabajo. Esto implica que al interior de cada clase, los ingresos (o la distribución de cualquier otro activo) no son uniformes; presentan un patrón de dispersión que implica cierta superposición en el nivel de ingresos entre los individuos pertenecientes a las distintas clases. Sin embargo, el hecho de que una fracción de individuos de cierta clase tenga ingresos similares a los de otra, no invalida la existencia de un orden jerárquico general en recompensas y retribuciones asociado con la clase social. Más bien, como lo sugirió Max Weber en su definición de las clases sociales (Weber 1969, Solís 2010), la pertenencia de clase condiciona *probabilidades* similares de acceso a oportunidades de vida. Éstas se expresan empíricamente en distribuciones diferentes de retribuciones, en las que los individuos pertenecientes a las clases de mayor jerarquía tienen mayores probabilidades de alcanzar altos ingresos, mas no la certeza de hacerlo. Los individuos en las clases de menor jerarquía están en mayor riesgo de sufrir privaciones económicas, aunque algunos de ellos perciban altos ingresos.

CUADRO 2.2

INGRESOS Y ESCOLARIDAD PROMEDIO POR CLASE SOCIAL

	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MÉXICO	PERÚ	URUGUAY
a) Promedio de ingresos (I+II = 1)*						
I+II. Clase de servicios	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
IIIa+b. No manual de rutina	0.63	0.51	0.37	0.50	0.81	0.68
IVa+b. Independientes no agrícolas	0.67	0.43	0.45	0.51	0.82	0.68
V+VI. Manuales calificados y semi-calificados	0.65	0.43	0.39	0.54	0.63	0.46
VIIa. Manuales de baja calificación	0.45	0.27	0.27	0.41	0.51	0.34
IVc. Pequeños propietarios agrícolas	0.35	0.58	0.23	0.20	0.22	---
VIIb. Asalariados agrícolas	0.36	0.26	0.29	0.25	0.27	---
b) Años promedio de escolaridad (I+II = 1)						
I+II. Clase de servicios	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
IIIa+b. No manual de rutina	0.80	0.91	0.79	0.74	0.80	0.76
IVa+b. Independientes no agrícolas	0.72	0.63	0.76	0.56	0.55	0.60
V+VI. Manuales calificados y semi-calificados	0.62	0.64	0.71	0.60	0.62	0.58
VIIa. Manuales de baja calificación	0.54	0.50	0.64	0.51	0.54	0.52
IVc. Pequeños propietarios agrícolas	0.48	0.33	0.51	0.34	0.36	---
VIIb. Asalariados agrícolas	0.39	0.41	0.59	0.37	0.31	---

* Los ingresos corresponden a: Argentina: Ingresos totales mensuales; Brasil: Ingresos totales mensuales; Chile: Ingresos laborales mensuales; México: Ingresos laborales mensuales; Perú: Ingresos laborales mensuales; Uruguay: Ingresos laborales mensuales, datos para la ciudad de Montevideo.

Fuente: Elaboración a partir de los datos de encuestas nacionales proporcionados por los autores.

Estas medidas tienen el problema de que otorgan un sentido ascendente o descendente a ciertos tipos de movilidad que, bajo criterios de recompensas o retribuciones sociales como los presentados en el Cuadro 2.2, son en realidad movilidad horizontal o incluso descendente. Por ello, aunque con modificaciones en el orden jerárquico, con base en la propuesta original de Erikson y Goldthorpe (1992, p. 45), hemos definido medidas alternativas de *movilidad vertical* a partir de la agrupación ya sea de tres o cuatro macroclases, tal como lo definimos en el Cuadro 2.1.

Como puede inferirse al revisar el Cuadro 2.2, el orden jerárquico es más nítido entre las macroclases. En este sentido, la *movilidad vertical*, definida como la que tiene lugar entre las macroclases, es una medida más estricta de la magnitud y sentido de la movilidad social que las medidas de movilidad ascendente y descendente antes descritas.

2.3 MOVILIDAD RELATIVA Y MODELOS LOG-LINEALES

La movilidad absoluta refleja tanto las fuerzas de expansión y contracción global de ciertas clases como la propensión a la herencia y la movilidad entre ellas. Imaginemos dos sociedades: una A que ha experimentado un proceso acelerado de urbanización y, por tanto, una reducción en el volumen de las clases agrícolas, y otra B que ha mantenido una amplia base agrícola en su estructura de clases. En virtud de esta discrepancia estructural, es de esperarse que la movilidad absoluta de las clases agrícolas a no agrícolas sea mayor en la sociedad A que en la B.

Una manera alternativa de entender la movilidad social es analizarla ya no en función de las tasas absolutas de movilidad,

sino de la movilidad relativa o fluidez social. El estudio de la movilidad relativa implica contrastar las oportunidades relativas de cada clase de tener ciertos destinos de clase frente a otros, independientemente de los cambios globales en la estructura de clases. En nuestro ejemplo previo, una medida de movilidad relativa sería calcular qué tantas oportunidades tienen quienes provienen de orígenes agrícolas de experimentar movilidad hacia otras clases *versus* continuar en las clases agrícolas. Todo lo anterior en relación con quienes no tienen orígenes agrícolas.

El análisis de la movilidad relativa es importante porque nos aproxima de manera más rigurosa a la medición de la desigualdad de oportunidades. Lo anterior al contrastar las oportunidades de movilidad/inmovilidad de una clase frente a otra, independientemente de los cambios globales en la estructura de clases de cada sociedad (Erikson y Goldthorpe 1992, Breen 2004, 2010).

Una medida de movilidad relativa ampliamente utilizada es la razón de momios (*odds ratio*). Con base en el ejemplo anterior, la razón de momios de movilidad *versus* inmovilidad de las clases agrícolas frente a las no agrícolas se calcularía como sigue:

$$\text{Razón de momios} = \frac{\text{Prob (Movilidad hacia clases no agrícolas de quienes tienen orígenes agrícolas)}}{\frac{\text{Prob (Permanencia en clases agrícolas de quienes tienen orígenes agrícolas)}}{\text{Prob (Permanencia en clases no agrícolas de quienes tienen orígenes no agrícolas)}}}$$

$$\text{Razón de momios} = \frac{\text{Prob (Movilidad hacia clases no agrícolas de quienes tienen orígenes agrícolas)}}{\text{Prob (Movilidad hacia clases agrícolas de quienes tienen orígenes no agrícolas)}}$$

Las razones de momios siempre tienen valores positivos. Un valor menor a uno indicaría una asociación negativa.⁹ Un valor mayor a uno indica una positiva. Se puede demostrar que las razones de momios son insensibles a los marginales de la tabla; es decir, a la estructura de clases de orígenes y destinos. De ahí su utilidad para contrastar la asociación entre orígenes y destinos en sociedades con diferentes estructuras de clase.

Las comparaciones basadas en razones de momios pueden arrojar resultados muy diferentes a los que se obtienen mediante el análisis de la movilidad absoluta. Retomemos, pues, nuestro ejemplo: aunque la sociedad A se distinga de la B por tener mayores tasas de movilidad absoluta de las clases agrícolas a no agrícolas, esto no nos dice mucho sobre la desigualdad de oportunidades. A pesar de su mayor movilidad absoluta, es posible que en la sociedad A las personas con orígenes agrícolas tengan menores oportunidades relativas de un destino no agrícola. El cálculo de la razón de momios nos permitiría aclarar esta cuestión.

Se puede analizar la tabla de movilidad mediante el cálculo manual de razones de momios, pero esto es ineficiente. En una tabla con 7x7 clases hay numerosas razones de momios. Resulta más práctico utilizar técnicas de análisis de regresión como los modelos log-lineales. Estos modelos son una variante del modelo lineal generalizado; en ésta se intenta modelar el patrón observado de frecuencias en las celdas de la tabla. De manera simplificada, el modelo log-lineal para una tabla de movilidad

9 En nuestro ejemplo, quienes tienen orígenes agrícolas tendrían menores oportunidades relativas de acceder a las clases no agrícolas en relación con quienes tienen orígenes no agrícolas.

intergeneracional se puede representar como sigue:¹⁰

$$\text{Ln}(\hat{F}_{ij}) = \mu + \mu_i^O + \mu_j^D + \mu_{ij}^{OD} \quad (1)$$

En donde:

- * $\text{Ln}(\hat{F}_{ij})$ es el logaritmo natural de la frecuencia esperada en la celda ij bajo el modelo.
- * μ es una constante.
- * μ_i^O representa un conjunto de coeficientes asociados con la pertenencia a cada una de las clases de origen (se omite un término que se usa como referencia).
- * μ_j^D representa un conjunto de coeficientes asociados con la pertenencia a cada una de las clases de destino (se omite un término que se usa como referencia).
- * μ_{ij}^{OD} representa un conjunto de coeficientes de interacción que modelan un patrón de asociación determinado entre orígenes y destinos de clase.

La relación de este modelo con la razón de momios es que, bajo una transformación exponencial, los coeficientes del modelo pueden interpretarse como razones de momios.

La estrategia analítica más común al ajustar modelos log-lineales consiste en proponer uno o varios patrones teóricos de asociación y después someterlos a prueba empírica. Por ello, el

10 Lo que sigue es una introducción de corte muy general a los modelos log-lineales. Para una explicación más detallada consultar: Powers y Xie (2000), Treiman (2009), Agresti (2007) y Hout (1983), entre otros.

interés sustantivo se centra en el último término de la ecuación; es decir, en los parámetros asociados a los coeficientes μ_{ij}^{OD} . Volveremos a esto en la sección siguiente.

Como recién señalamos, los modelos log-lineales parten de una propuesta teórica que luego se somete a prueba empírica. Ésta se basa en lo adecuado que el modelo propuesto pueda ajustar las frecuencias observadas en la tabla; a saber, en la bondad de ajuste. Pero ¿cómo medirla? ¿Cómo contrastar la bondad de ajuste de un modelo determinado frente a otro? Se han propuesto varias medidas. En este libro echaremos mano de tres: la G o devianza, el BIC (Bayesian Information Criterion), y el índice de disimilitud.

La G^2 o devianza es una medida basada en la función de verosimilitud del modelo (Powers y Xie 2000, p. 104). Se calcula como sigue:

$$G^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J f_{ij} \ln\left(\frac{f_{ij}}{\hat{F}_{ij}}\right)$$

En donde f_{ij} corresponde a las frecuencias observadas en la tabla. La G^2 se aproxima a una distribución χ cuadrada bajo el supuesto de que el modelo propuesto ajusta adecuadamente los datos. Los grados de libertad se calculan al restar al número total de celdas el número de parámetros estimados.

La G^2 permite realizar pruebas de hipótesis sobre la bondad de ajuste de los modelos. Distingue aquéllos que ajustan adecuadamente los datos de los que no lo hacen. No obstante y como cualquier prueba basada en el estadístico χ cuadrada, el valor del estadístico depende del tamaño de la muestra, por lo que con un tamaño de muestra lo suficientemente grande, incluso los mode-

los con buen ajuste producen resultados negativos en las pruebas de hipótesis. Asimismo, cuando el tamaño de muestra es grande, la G^2 favorece los modelos con un mayor número de parámetros, incluso cuando los parámetros adicionales sólo introducen mejoras triviales a la bondad de ajuste.

Lo anterior llevó a Raftery (1986) a proponer el uso del BIC como medida alternativa de bondad de ajuste. Se calcula como sigue:

$$BIC = G^2 - gl (\ln(n))$$

A menor valor del BIC, mejor la bondad de ajuste del modelo. De la ecuación se deriva que, con relación a la G^2 , el BIC penaliza el uso de un mayor número de parámetros; es decir, la reducción de los grados de libertad — gl en la ecuación— en función del tamaño de muestra (Powers y Xie 2000, p. 106). En dos modelos con el mismo valor de G^2 y mismo tamaño de muestra, el BIC tendrá un valor menor para el modelo que utilice menos parámetros. En este sentido, el BIC es una medida que premia la parsimonia en el ajuste de los modelos.

Finalmente, en la investigación sobre movilidad de clase, se utiliza un tercer criterio de bondad de ajuste: el índice de disimilitud (ID).¹¹ Éste consiste en una medida global de qué tan preciso es el modelo ajustado al reproducir las frecuencias observadas en la tabla. Se obtiene mediante el siguiente cálculo:

11 El uso del ID como medida de bondad de ajuste de los modelos log-lineales no debe confundirse con la medida de movilidad absoluta descrita en la sección previa.

$$ID = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \left| \frac{f_{ij} - \hat{f}_{ij}}{2n} \right|$$

Expresado como proporción o porcentaje, el valor del índice nos indica la fracción de casos que deberían cambiar de celda para que las frecuencias estimadas por el modelo correspondan de manera exacta con las frecuencias observadas.

Ninguna de las tres medidas propuestas es en sí misma suficiente para evaluar la bondad de ajuste de los modelos log-lineales. Cada una de ellas destaca ciertas propiedades deseables y al mismo tiempo presenta inconvenientes. Por ello resultan complementarias. Así pues, en este proyecto decidimos utilizar las tres medidas de manera simultánea, tal y como lo siguieron Powers y Xie (2000, p. 106).

2.4 MODELOS LOG-LINEALES Y PATRONES DE ASOCIACIÓN

Como señalamos antes, el interés analítico principal al ajustar modelos log-lineales a la tabla de movilidad se encuentra en los parámetros de interacción OD. Este conjunto de parámetros define lo que se conoce como un «patrón de asociación»; a saber, un modelo teórico para hipotetizar qué fuerzas definen la propensión a la movilidad e inmovilidad entre las clases.

En la bibliografía sobre movilidad social se han propuesto diversos patrones de asociación (Goodman 1979, Hout 1983, Erikson y Goldthorpe 1992, Powers y Xie 2000, Xie 2003). Al arrancar el proyecto, definimos algunos patrones de asociación que servirían como referente general para ajustar los modelos

log-lineales en cada país.¹² Estos patrones de asociación se describen a continuación.

El primer patrón de asociación o «modelo» es el que aquí denominamos «diagonal principal».¹³ Este modelo supone que en la tabla de movilidad social, la asociación entre orígenes y destinos se rige por una tendencia general a la herencia, misma que determina la presencia de una mayor frecuencia de casos en la diagonal principal de la tabla y, por factores aleatorios, fuera de la diagonal. En otras palabras, el modelo supone que una vez que se escapa de la herencia, los destinos de clase no dependen de los orígenes.

La Figura 2.1 describe el conjunto de parámetros incluidos en este modelo. Los valores «0» indican que en esa celda no se incluyen parámetros de asociación. Los demás números distinguen los parámetros específicos incluidos en el modelo. En este caso y como puede observarse en la figura, el modelo sólo incluye un parámetro de asociación («1») que corresponde a todas las celdas de la diagonal principal; a saber, un parámetro único de herencia.

Aunque este modelo resulte sugerente, es muy poco probable que ajuste apropiadamente los datos de la tabla. Una regularidad empírica de los estudios de movilidad es que la herencia no es uniforme entre las clases sociales, sino más intensa en los extremos de la estructura social que en las clases intermedias. En contraste, el modelo de diagonal principal supone efectos uniformes.

12 No obstante, los autores podían introducir variantes e incluso otros modelos si así lo consideraban necesario.

13 Para simplificar la exposición, en lo que resta del capítulo hablaremos indistintamente de patrones de asociación o modelos.

FIGURA 2.1
MODELO DE DIAGONAL PRINCIPAL

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	1	0	0	0	0	0	0
IIIa+b	0	1	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	1	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	1	0	0	0
VIIa	0	0	0	0	1	0	0
IVc	0	0	0	0	0	1	0
VIIb	0	0	0	0	0	0	1

Un modelo que permite la variación en la intensidad de la herencia es el de «cuasi-independencia». Al igual que el modelo de diagonal principal, el de cuasi-independencia supone que la movilidad entre clases es aleatoria, pero atribuye a cada clase una intensidad distinta en la herencia. Los parámetros de este modelo se presentan en la Figura 2.2. El modelo incluye siete parámetros de asociación, uno para cada celda en la diagonal principal de la tabla. Los coeficientes asociados con cada uno de estos parámetros reflejarían la intensidad diferencial de la herencia en cada clase.

El supuesto de que la movilidad de clase es aleatoria y que caracteriza a los dos modelos anteriores es difícil de sostener. Por ejemplo, que quienes no heredan su posición en la clase de servicios (I+II) tengan las mismas probabilidades de ingresar a la clase no manual de rutina (IIIa+b) que a la clase de trabajadores agrícolas (VIIb) resulta poco probable. Más bien, cabría esperar que, así como hay una propensión a la herencia, quienes no puedan reproducir una posición de privilegio, al menos logren resistirse a la movilidad descendente de larga distancia. A la inversa, es pro-

bable que quienes se encuentren en las clases de menor jerarquía enfrenten mayores barreras a la movilidad de largo alcance.

FIGURA 2.2
MODELO DE CUASI-INDEPENDENCIA

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	1	0	0	0	0	0	0
IIIa+b	0	2	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	3	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	4	0	0	0
VIIa	0	0	0	0	5	0	0
IVc	0	0	0	0	0	6	0
VIIb	0	0	0	0	0	0	7

El modelo de cuasi-independencia con esquinas cruzadas (Figura 2.3) incorpora esta hipotética propensión a la movilidad de corto alcance en los extremos de la estructura social. La diferencia con el modelo de cuasi-independencia es que se agregan dos parámetros (8 y 9) que precisamente reflejarían la mayor propensión a la movilidad entre clases contiguas en los extremos frente a otras formas de movilidad.

Una extensión de la hipótesis subyacente al modelo de esquinas cruzadas es que la movilidad de corto alcance no sólo prevalece en los extremos de la estructura, sino también entre las clases intermedias. De ser así, deben incluirse parámetros para dar cuenta de la movilidad de corta distancia no sólo en las esquinas, sino también en las celdas adyacentes a la diagonal principal a lo largo de toda la tabla. Esto es precisamente lo que postula el modelo que hemos llamado «de cuasi-independencia y corta distan-

cia» (Figura 2.4). La diferencia de este modelo con el de esquinas cruzadas es que incluye un parámetro adicional (parámetro 10 en la Figura 2.4), que busca registrar la mayor propensión a la movilidad entre clases contiguas en la parte intermedia de la tabla.

FIGURA 2.3
MODELO DE CUASI-INDEPENDENCIA CON ESQUINAS CRUZADAS

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	1	8	0	0	0	0	0
IIIa+b	8	2	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	3	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	4	0	0	0
VIIa	0	0	0	0	5	0	0
IVc	0	0	0	0	0	6	9
VIIb	0	0	0	0	0	9	7

FIGURA 2.4
MODELO DE CUASI-INDEPENDENCIA Y CORTA DISTANCIA

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	1	8	0	0	0	0	0
IIIa+b	8	2	10	0	0	0	0
IVa+b	0	10	3	10	0	0	0
V+VI	0	0	10	4	10	0	0
VIIa	0	0	0	10	5	10	0
IVc	0	0	0	0	10	6	9
VIIb	0	0	0	0	0	9	7

Todos los modelos que hemos introducido hasta ahora parten de la hipótesis de que la asociación entre orígenes y destinos está regulada por la fuerza de la herencia y la ausencia o presencia de efectos de asociación que incrementan la probabilidad de la movilidad de corto alcance. Pero existe otra familia de modelos que parte de una hipótesis diferente. Ésta sostiene que la propensión a la movilidad entre clases es función de la distancia jerárquica existente entre ellas. En este libro utilizamos cuatro tipos de modelos basados en distancias jerárquicas: el modelo de cruces, el de asociación uniforme, el *linear-by-linear* y el modelo RC II (Goodman 1979, Powers y Xie 2008, Treiman 2009).¹⁴

El modelo de cruces postula que la movilidad en la tabla se regula por las dificultades que existen para cruzar las barreras entre clases adyacentes. Estas barreras pueden ser de distinta magnitud a lo largo de la estructura social. El modelo también postula que las barreras a la movilidad son aditivas; en otras palabras, que la dificultad para la movilidad entre cualquier par de clases dependería de las barreras a la movilidad entre todas las clases adyacentes que deben cruzarse para el traslado de una a otra clase. Así, por ejemplo, las barreras a la movilidad entre la clase de trabaja-

14 Todos estos modelos pueden ajustarse incluyendo u omitiendo los efectos de herencia. Como señala Treiman (2009, p. 287), al no ajustar los efectos de la herencia, suelen producirse resultados con una baja bondad de ajuste. La razón es simple: las personas tienden, de manera desproporcionada, a permanecer en la misma clase. Por ello, en la mayoría de las ocasiones se opta por modelos que ajustan los efectos de la herencia e introducen parámetros adicionales de jerarquía. Esto equivale a incluir en todos los modelos los parámetros de cuasi-independencia.

dores manuales calificados y semi-calificados (v+vi) y la clase de servicios (I+II) serían el resultado de agregar las barreras a la movilidad entre v+vi y IVa+b, IVa+b y IIIa+b, y IIIa+b y I+II.

Los parámetros incluidos en el modelo de cruces se representan de manera más sencilla con varias matrices de diseño, una para cada parámetro de cruce. Así se muestra en la Figura 2.5. Cada parámetro se asocia con una barrera entre un par de clases adyacentes. Así, por ejemplo, el parámetro P1 identifica las celdas en las que la movilidad implica el cruce entre las clases contiguas I+II y IIIa+b; el parámetro P2 a las celdas que implican el cruce entre IIIa+b y IVa+b, etc.

El modelo de cruces requiere que se defina de antemano el orden de las clases. Una vez determinado éste, el modelo estima la magnitud de las barreras a la movilidad entre las clases adyacentes. Otro modelo que utiliza un orden jerárquico predeterminado es el de asociación uniforme. Sin embargo, a diferencia del modelo de cruces, el de asociación uniforme supone que la distancia jerárquica es de la misma magnitud entre todas las clases. Esta distancia puede incorporarse al modelo con una escala de intervalo. Los valores asignados a esta escala no tienen importancia siempre y cuando la distancia entre las clases tenga un espaciamiento uniforme. Así, por ejemplo, si asignamos a las clases de origen y destino una escala numérica 1, 2, 3, ..., 7, se cumple el principio de uniformidad en tanto la distancia entre cada par de clases adyacentes sea igual a uno.

FIGURA 2.5
PARÁMETROS DEL MODELO DE CRUCES

P1: CRUCE I+II - IIIa+b		DESTINOS						
ORÍGENES	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	0	1	1	1	1	1	1	
IIIa+b	1	0	0	0	0	0	0	
IVa+b	1	0	0	0	0	0	0	
V+VI	1	0	0	0	0	0	0	
VIIa	1	0	0	0	0	0	0	
IVc	1	0	0	0	0	0	0	
VIIb	1	0	0	0	0	0	0	

P2: CRUCE IIIa+b - IVa+b		DESTINOS						
ORÍGENES	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	0	0	1	1	1	1	1	
IIIa+b	0	0	1	1	1	1	1	
IVa+b	1	1	0	0	0	0	0	
V+VI	1	1	0	0	0	0	0	
VIIa	1	1	0	0	0	0	0	
IVc	1	1	0	0	0	0	0	
VIIb	1	1	0	0	0	0	0	

P3: CRUCE IVa+b - V+VI		DESTINOS						
ORÍGENES	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	0	0	0	1	1	1	1	
IIIa+b	0	0	0	1	1	1	1	
IVa+b	0	0	0	1	1	1	1	
V+VI	1	1	1	0	0	0	0	
VIIa	1	1	1	0	0	0	0	
IVc	1	1	1	0	0	0	0	
VIIb	1	1	1	0	0	0	0	

P4: CRUCE V+VI + VIIa		DESTINOS						
ORÍGENES	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	0	0	0	0	1	1	1	
IIIa+b	0	0	0	0	1	1	1	
IVa+b	0	0	0	0	1	1	1	
V+VI	0	0	0	0	1	1	1	
VIIa	1	1	1	1	0	0	0	
IVc	1	1	1	1	0	0	0	
VIIb	1	1	1	1	0	0	0	

P5: CRUCE VIIa - IVc

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	0	0	0	0	0	1	1
IIIa+b	0	0	0	0	0	1	1
IVa+b	0	0	0	0	0	1	1
V+VI	0	0	0	0	0	1	1
VIIa	0	0	0	0	0	1	1
IVc	1	1	1	1	1	0	0
VIIb	1	1	1	1	1	0	0

P6: CRUCE IVc - VIIb

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	0	0	0	0	0	0	1
IIIa+b	0	0	0	0	0	0	1
IVa+b	0	0	0	0	0	0	1
V+VI	0	0	0	0	0	0	1
VIIa	0	0	0	0	0	0	1
IVc	0	0	0	0	0	0	1
VIIb	1	1	1	1	1	1	0

Al suponer que las escalas uniformes para orígenes y destinos son $O_i=i$ y $D_j=j$, el modelo de asociación uniforme se puede representar como sigue:

$$\text{Ln}(\hat{F}_{ij}) = \mu + \mu_i^O + \mu_j^D + \beta_{ij}$$

El coeficiente β_{ij} puede interpretarse como un índice global de la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos. Una de las razones que hacen atractivo este modelo frente al de cruces es que simplifica notablemente la especificación del orden jerárquico entre las clases, al reducirla a una escala uniforme (lo que implica una menor utilización de grados de libertad). Pero esta simplificación es sólo una ventaja si el modelo tiene una mejor bondad de ajuste; de lo contrario, impondríamos una estructura jerárquica de distancias uniformes cuando los datos sugiriesen que las barreras a la movilidad varían sustancialmente entre las clases.

Una variante del modelo de asociación uniforme es el modelo *linear-by-linear*. De nuevo, este modelo parte del supuesto de que la distancia jerárquica entre las clases puede resumirse en una o varias escalas de intervalo, pero utiliza información externa para definir esta escala. Por ejemplo, podemos utilizar información de los ingresos promedio en cada clase para construir la escala de distancias. Esto implicaría someter a prueba empírica la hipótesis de que la propensión a la movilidad entre las clases depende de las brechas de ingresos entre ellas.

Si los puntajes de escala son x para los orígenes y y para los destinos, entonces el modelo *linear-by-linear* adopta la siguiente forma:

$$\text{Ln}(\hat{F}_{ij}) = \mu + \mu_i^O + \mu_j^D + \beta x_j$$

El modelo puede utilizar una escala diferente para orígenes y destinos. Lo anterior permite incorporar los efectos del cambio en el tiempo dentro de la distancia jerárquica entre las clases (por ejemplo, los cambios en las brechas de ingresos). No obstante y dadas las restricciones en la disponibilidad de datos, en este proyecto se acordó utilizar una escala única basada en los promedios del ingreso, la escolaridad y el estatus ocupacional medido a través del ISEI en los destinos (ver Ganzeboom, de Graaf y Treiman 1992).¹⁵

Finalmente, el cuarto modelo jerárquico es el llamado modelo RC II de Goodman, también conocido como «modelo log-multiplicativo». Este modelo merece una mención especial: a diferencia de los tres anteriores, no requiere de imponer a las clases un orden o escala jerárquica predeterminada, sino que tal escala se estima por el propio modelo. Esta flexibilidad explica que en la actualidad, el modelo RC II sea el el modelo de efectos jerárquicos más utilizado en la bibliografía sobre movilidad intergeneracional de clase. La especificación es la siguiente:

$$\text{Ln}(\hat{F}_{ij}) = \mu + \mu_i^O + \mu_j^D + \phi_i + \varphi_j$$

15 El modelo permite también incluir dos o más escalas o dimensiones simultáneamente (por ejemplo escolaridad e ingresos). Esto implica que, al combinar una, dos o tres de las dimensiones consideradas en el proyecto, pueden ajustarse ocho modelos diferentes. No todas estas combinaciones fueron utilizadas por los autores, pues se dejó a criterio de cada autor incluir sólo aquellas que considerara pertinentes en el marco de su propuesta analítica.

El modelo produce una serie de puntajes que reflejan el orden y la distancia jerárquica entre las clases de origen y destino. De manera alterna, es posible introducir una restricción al modelo para estimar un puntaje único para orígenes y destinos, lo que equivale a suponer que la distancia jerárquica entre las clases se ha mantenido constante entre padres e hijos.

Como señalamos en el capítulo previo, en la bibliografía especializada los modelos jerárquicos de movilidad social se han contrapuesto con frecuencia a modelos de corte topológico, en los que el patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase se ajusta a partir de una serie de parámetros sobrepuestos que reflejan efectos específicos en determinadas regiones de la tabla. Sin duda, el modelo topológico más reconocido es el propuesto por Erikson y Goldthorpe en un principio para Inglaterra y Francia y después para un conjunto más amplio de países industrializados (Erikson y Goldthorpe 1992). Este modelo, al que aquí llamaremos CASMIN, postula que la asociación entre orígenes y destinos de clase se regula por cuatro tipos de efectos: herencia, jerarquía, sector y afinidad. Para cada uno de estos efectos, se proponen parámetros específicos en el modelo log-lineal (Figura 2.6).

Los efectos de la herencia determinan la mayor propensión a la inmovilidad en la diagonal principal de la tabla. El modelo CASMIN define tres parámetros de herencia. El primer parámetro (HE1) identifica la mayor propensión a la movilidad a lo largo de la diagonal principal de la tabla, de manera similar a como lo hace el modelo de diagonal principal ya descrito. El segundo parámetro (HE2) hipotetiza una mayor propensión a la herencia en las clases con acceso a capital o propiedad: I+II, IVA+b, y IVc. El tercer parámetro de herencia (HE3) postula una mayor propensión a la inmo-

vilidad entre los trabajadores independientes agrícolas.

El modelo CASMIN también incluye un componente jerárquico como determinante de la asociación entre orígenes y destinos de clase. Sin embargo, sólo incorpora de manera explícita dos parámetros para modelar las distancias jerárquicas. El primer parámetro (JE1) refleja la menor propensión para experimentar movilidad de larga distancia entre tres grupos de clases: la clase de servicios (I+II), las clases intermedias (IIIa+b, IVa+b, IVC y V+VI) y las clases trabajadoras de baja calificación (VIIa y VIIb). Como puede observarse en la Figura 2.6, el parámetro JE1 se activa en las celdas que implican movilidad a través de estos grupos, de manera parecida a como lo hace el modelo de cruces ya descrito. Por su parte, el segundo parámetro de jerarquía (JE2) refiere a las barreras incluso mayores a la movilidad entre las clases extremas de la tabla.

En adición a los efectos jerárquicos recién señalados, Erikson y Goldthorpe proponen que existe una barrera sectorial a la movilidad entre las actividades agrícolas y no agrícolas. Ésta se refleja en el coeficiente «SE» del modelo.

Por último, el modelo CASMIN incluye dos componentes de «afinidad», que reflejan la mayor afinidad (o aversión) a la movilidad entre ciertas clases. El primer parámetro (AF1) da cuenta de una movilidad menor a la esperada bajo independencia estadística en las esquinas contrapuestas de la tabla; a saber, entre la clase I+II y la clase VIIb. El segundo parámetro (AF2) postula que hay una mayor propensión a la movilidad entre cuatro combinaciones simétricas de clases y dos combinaciones asimétricas. Las combinaciones simétricas son entre I+II y IIIa+b, entre I+II y IVa+b, entre IVa+b y IVC, y V+VI y VIIa. Las asimétricas son de IVC a VIIa y de VIIb a VIIa.

FIGURA 2.6
PARÁMETROS DEL MODELO CASMIN

HERENCIA 1 (HE1)							
ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	1	0	0	0	0	0	0
IIIa+b	0	1	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	1	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	1	0	0	0
VIIa	0	0	0	0	1	0	0
IVc	0	0	0	0	0	1	0
VIIb	0	0	0	0	0	0	1

HERENCIA 2 (HE2)							
ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	1	0	0	0	0	0	0
IIIa+b	0	0	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	1	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	0	0	0	0
VIIa	0	0	0	0	0	0	0
IVc	0	0	0	0	0	1	0
VIIb	0	0	0	0	0	0	0

HERENCIA 3 (HE3)							
ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	0	0	0	0	0	0	0
IIIa+b	0	0	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	0	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	0	0	0	0
VIIa	0	0	0	0	0	0	0
IVc	0	0	0	0	0	1	0
VIIb	0	0	0	0	0	0	0

JERARQUÍA 1 (JET)							
ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	0	1	1	1	1	1	1
IIIa+b	1	0	0	0	1	0	1
IVa+b	1	0	0	0	1	0	1
V+VI	1	0	0	0	1	0	1
VIIa	1	1	1	1	1	0	1
IVc	1	1	1	1	1	0	1
VIIb	1	1	1	1	1	0	1

JERARQUÍA 2 (JE2)

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	0	0	0	0	1	0	1
IIIa+b	0	0	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	0	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	0	0	0	0
VIIa	1	0	0	0	0	0	0
IVc	1	0	0	0	0	0	0
VIIb	1	0	0	0	0	0	0

SECTOR (SE)

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	0	0	0	0	0	1	1
IIIa+b	0	0	0	0	0	1	1
IVa+b	0	0	0	0	0	1	1
V+VI	0	0	0	0	0	1	1
VIIa	0	0	0	0	0	1	1
IVc	1	1	1	1	1	0	0
VIIb	1	1	1	1	1	0	0

AFINIDAD 1 (AF1)

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	0	0	0	0	0	0	1
IIIa+b	0	0	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	0	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	0	0	0	0
VIIa	0	0	0	0	0	0	0
IVc	0	0	0	0	0	0	0
VIIb	1	0	0	0	0	0	0

AFINIDAD 2 (AF2)

ORÍGENES	DESTINOS						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	0	1	1	0	0	0	0
IIIa+b	1	0	0	0	0	0	0
IVa+b	1	0	0	0	0	1	0
V+VI	0	0	0	0	1	0	0
VIIa	0	0	0	1	0	0	0
IVc	0	0	1	0	1	0	0
VIIb	0	0	0	0	1	0	0

FIGURA 2.7
PARÁMETROS DEL MODELO CASMIN CON SEIS CLASES

HERENCIA 1 (HE1)						
ORÍGENES	DESTINOS					
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+VIIb
I+II	1	0	0	0	0	0
IIIa+b	0	1	0	0	0	0
IVa+b	0	0	1	0	0	0
V+VI	0	0	0	1	0	0
VIIa	0	0	0	0	1	0
IVc+VIIb	0	0	0	0	0	1

HERENCIA 2 (HE2)						
ORÍGENES	DESTINOS					
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+VIIb
I+II	1	0	0	0	0	0
IIIa+b	0	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	1	0	0	0
V+VI	0	0	0	0	0	0
VIIa	0	0	0	0	0	0
IVc+VIIb	0	0	0	0	0	1

JERARQUÍA 1 (JE1)						
ORÍGENES	DESTINOS					
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+VIIb
I+II	0	1	1	1	1	1
IIIa+b	1	0	0	0	1	1
IVa+b	1	0	0	0	1	1
V+VI	1	0	0	0	1	1
VIIa	1	1	1	1	0	0
IVc+VIIb	1	1	1	1	0	0

JERARQUÍA 2 (JE2)						
ORÍGENES	DESTINOS					
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+VIIb
I+II	0	0	0	0	1	1
IIIa+b	0	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	0	0	0
VIIa	1	0	0	0	0	0
IVc+VIIb	1	0	0	0	0	0

SECTOR (SE)

ORÍGENES	DESTINOS					
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+VIIb
I+II	0	0	0	0	0	1
IIIa+b	0	0	0	0	0	1
IVa+b	0	0	0	0	0	1
V+VI	0	0	0	0	0	1
VIIa	0	0	0	0	0	1
IVc+VIIb	1	1	1	1	1	0

AFINIDAD 1 (AF1)

ORÍGENES	DESTINOS					
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+VIIb
I+II	0	0	0	0	0	1
IIIa+b	0	0	0	0	0	0
IVa+b	0	0	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	0	0	0
VIIa	0	0	0	0	0	0
IVc+VIIb	1	0	0	0	0	0

AFINIDAD 2 (AF2)

ORÍGENES	DESTINOS					
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+VIIb
I+II	0	1	1	0	0	0
IIIa+b	1	0	0	0	0	0
IVa+b	1	0	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	0	1	0
VIIa	0	0	0	1	0	0
IVc+VIIb	0	0	0	0	1	0

El modelo CASMIN fue diseñado para un esquema de siete clases. No obstante, en el análisis de la movilidad femenina y en todos los países, se encontró un número muy bajo de mujeres con destinos en las clases agrícolas. Lo anterior implicaba problemas en la estimación del modelo debido a la presencia de celdas vacías. Por ello, en el análisis específico para mujeres, decidimos reducir el esquema a seis clases colapsando las dos clases agrícolas (IVc y VIIb). Esto implicó realizar algunas modificaciones a los parámetros del modelo CASMIN. La propuesta de modificación para seis clases se presenta en la Figura 2.7.

2.5 EL MODELO DE DIFERENCIAS UNIFORMES (UNIDIFF)

Los modelos descritos en la sección previa se enfocan en la asociación entre los orígenes y destinos de clase en la tabla de movilidad social. No obstante y desde su mismo origen, la investigación sociológica sobre movilidad intergeneracional de clase se ha interesado en especial por el análisis comparativo, tanto entre sociedades como a lo largo del tiempo. El interés no sólo radica en identificar el patrón de asociación, sino también en establecer cómo varía ese patrón en forma e intensidad entre distintas sociedades, y en qué medida es constante o fluctúa a lo largo del tiempo.

Un modelo estadístico muy utilizado para este tipo de comparaciones es el modelo log-multiplicativo de efectos de capas, más conocido como modelo «UNIDIFF» (Xie 1992, 2003). Éste construye la variación entre dos o más tablas de movilidad a un patrón de asociación común y un término cambiante entre tablas, mismo que identifica las variaciones en la intensidad general de la asociación entre orígenes y destinos de clase. En este sentido, el modelo

UNIDIFF sirve para identificar en qué contextos hay mayor o menor fluidez social con base en un patrón de asociación fijo previamente especificado.

El modelo UNIDIFF adopta la siguiente forma:

$$\text{Ln}(\hat{F}_{ijk}) = \mu + \mu_i^O + \mu_j^D + \mu_{ik}^{OL} + \mu_{jk}^{DL} + \Psi_{ij} \Phi_k$$

En donde ψ_{ij} representa el patrón de asociación común entre orígenes y destinos y Φ_k las desviaciones específicas en la intensidad de la asociación en cada *layer* o tabla *k*.

El modelo UNIDIFF se utiliza con frecuencia a lo largo de este libro. En el capítulo comparativo lo utilizamos para contrastar los niveles de fluidez social entre los países de América Latina y una muestra de países europeos. En algunos capítulos nacionales, también se echa mano de este modelo para poner a prueba hipótesis sobre el cambio histórico en los patrones de fluidez social.

2.6 FUENTES DE DATOS

La escasez de fuentes de datos ha sido una de las grandes dificultades para realizar un análisis comparativo de corte empírico sobre la movilidad de clase en América Latina. Como parte del renovado interés en el tema, a partir de la segunda mitad de la década de los noventa se han realizado varias encuestas probabilísticas sobre estratificación y movilidad intergeneracional de clase. Algunas de ellas han sido de cobertura nacional y muchas otras se han restringido a ciertas regiones o ciudades dentro de cada país.

Hacia finales de la década pasada, los esfuerzos de recolección de datos alcanzaron suficiente densidad para emprender el

estudio comparativo que aquí se presenta. La inclusión de Argentina, Brasil, Chile, México, Perú y Uruguay permite realizar un análisis comparado en países con diferentes condiciones sociales y demográficas, diversas trayectorias de desarrollo histórico y distintos proyectos de integración regional y global.¹⁶

Sin embargo, para llevar adelante nuestro estudio, fue necesario realizar algunas concesiones en términos de comparabilidad. Todas las fuentes de datos incluidas corresponden a encuestas probabilísticas que reúnen las condiciones de rigor científico y cobertura temática para realizar inferencias estadísticas sobre la movilidad de clase. No obstante y dado que no se trató de encuestas diseñadas en el marco de este proyecto, sino de esfuerzos independientes integrados *a posteriori*, existen algunas diferencias entre ellas en términos de temporalidad, diseño muestral, cobertura poblacional y cobertura temática. Aunque a nuestro juicio es poco probable que estas diferencias afecten de manera significativa los resultados, es importante que el lector las tenga en consideración al evaluar los resultados.

En el Cuadro 2.3 se presentan las principales características de las encuestas. La referencia temporal de la mayoría de ellas corresponde a los años entre 2008 y 2011, con excepción de Argentina, en donde se integró un *pool* de encuestas con muestras independientes correspondientes al periodo 2003-2009 para in-

16 La muestra de países es aún limitada para realizar generalizaciones a toda la región. En particular, se extraña la ausencia de datos para los países de Centroamérica y El Caribe, que presentan características sociales y económicas muy diferentes a las de los países incluidos en este estudio.

crementar el tamaño de la muestra. Todas las encuestas son de cobertura nacional, con excepción de la uruguaya; en ésta la muestra es exclusivamente para Montevideo.¹⁷

El universo de entrevistados corresponde en términos generales a la población activa entre 20/25 y 64 años. En Brasil la información sobre movilidad intergeneracional de clase se restringe a los jefes/as de hogar y sus cónyuges. En Perú, el módulo sobre movilidad intergeneracional de clase sólo se aplicó a los jefes de hogar. Esto último introduce sesgos importantes en la submuestra femenina. Las mujeres jefas de hogar difieren significativamente de la población adulta femenina en su conjunto. Por ello, en el caso de Perú, se decidió restringir el análisis a la submuestra masculina.

Con respecto a la información para construir el esquema de clases, en Argentina, Brasil, y Chile se dispone de toda la información; esto es, la ocupación clasificada con el CIUO 1988,¹⁸ la posición ocupacional (patrón, cuenta propia o asalariado/dependiente), el tamaño del establecimiento, y la condición de supervisión de otros trabajadores en el caso de los asalariados. En México también hay información para los orígenes, ya que la Clasificación Mexicana de Ocupaciones identifica por separado a los supervisores y jefes intermedios de otros trabajadores asalariados. Sin embargo, no se puede establecer el número de trabajadores supervisados. En Perú y Uruguay no se tiene información sobre la condición de supervisión para los orígenes. La solución fue inferir la supervisión para quie-

17 De ahí que Uruguay fuera excluido del capítulo comparativo.

18 International Standard Classification of Occupations (<http://laborsta.ilo.org/applv8/data/isco88e.html>).

CUADRO 2.3
PRINCIPALES CARACTERÍSTICAS DE LAS FUENTES DE DATOS

	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MÉXICO	PERÚ	URUGUAY
Años de referencia	2003-2010 /1	2008	2009	2011	2008	2009
Cobertura geográfica	Nacional	Nacional	Nacional	Nacional	Nacional	Montevideo
Población objetivo	Personas ocupadas entre 20 y 64 años de edad	Jefes/as de hogar y cónyuges ocupados entre 20 y 64 años de edad	Personas ocupadas entre 20 y 64 años de edad	Personas ocupadas entre 25 y 64 años de edad	Hombres jefes de hogar ocupados entre 25 y 64 años de edad	Personas ocupadas entre 25 y 64 años de edad
Tipo de levantamiento	Encuesta cara a cara en hogares	Encuesta cara a cara en hogares	Encuesta cara a cara en hogares	Encuesta cara a cara en hogares	Encuesta cara a cara en hogares	Encuesta cara a cara en hogares
Tamaño de la muestra analítica	5,491	4,744	2,830	5,671	2,090	1,995

Institución Responsable	Centro de Estudios de Opinión Pública, Universidad de Buenos Aires	Instituto de Estudios Sociales e Políticos da Universidade do Estado do Rio de Janeiro	Proyecto CONICYT Anillo SOC12. U. de Chile, U. de Santiago, U. Diego Portales, Centro de Estudios de la Mujer	Centro de Estudios Espinosa Yglesias	Instituto Nacional de Estadística e Informática	Universidad de la República del Uruguay
Insumos disponibles para construcción de clases (orígenes)	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión /2	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión /3	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión /3
Insumos disponibles para construcción de clases (destinos)	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión /3	CUJO 88, Posición, tamaño, supervisión /3

/1 Muestra integrada de encuestas independientes realizadas en 2003, 2004, 2005, 2007 y 2010.

/2 La información sobre supervisión para los orígenes en posiciones asalariadas se restringe a si tuvo o no trabajadores bajo supervisión. No se dispone de información sobre el número de trabajadores supervisados.

/3 No se tiene información sobre supervisión para todos los asalariados. Se infiere supervisión para los trabajadores en ocupaciones gerenciales de acuerdo a la cujo 1988.

nes en la clasificación CIUO 1988 ocupaban posiciones gerenciales o directivas. En Perú tampoco se cuenta con información sobre supervisión para los destinos, por lo que, nuevamente, se utilizó la información indirecta de la CIUO 1988. Aunque estas introducen algunas distorsiones en la comparación, el resultado de varios ejercicios de prueba nos sugiere que el esquema de siete clases que se obtiene al aplicar estas modificaciones no difiere sustancialmente del que resulta cuando se dispone de toda la información.¹⁹



19 En específico, al obtener el esquema de siete clases sin información directa sobre la condición de supervisión para todos los asalariados, algunos trabajadores no manuales de rutina y manuales que ejercen actividades de supervisión dejan de ser catalogados en las clases de mayor jerarquía (I+II y V+VI, respectivamente). Por ello se presenta una ligera reducción en el porcentaje asignado a estas clases.

MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE EN AMÉRICA LATINA: UNA PERSPECTIVA COMPARATIVA

Patricio Solís

Comenzamos la parte empírica del libro con un análisis comparativo de los patrones de movilidad social intergeneracional en cinco de los seis países incluidos en nuestro estudio.¹ Más allá de que cada país será objeto de estudio específico en los capítulos posteriores, un análisis comparativo resulta de interés: nos permite ubicar a los países de la región en debates más amplios sobre los procesos de desarrollo socioeconómico y su desdoble en regímenes específicos de movilidad social. En este sentido, el análisis comparativo nos lleva a identificar no sólo las semejanzas y diferencias entre países de la región, sino también a extender la mirada hacia otras regiones. Así pues, nos preguntamos, con referentes empíricos en mano, en qué medida América Latina constituye una región *sui generis* en términos de su estructura de clases y sus oportunidades de movilidad social intergeneracional.

Nuestro análisis ataca cuatro frentes. En primer lugar, realizamos una especie de «taxonomía social» de las estructuras de clase y las tasas de movilidad absoluta en los países latinoameri-

1 Como ya se señaló en el capítulo metodológico, los datos de Uruguay corresponden únicamente a Montevideo, por lo que lo excluimos de la comparación de casos nacionales.

canos incluidos en nuestro estudio. Al preguntarnos cuáles son las semejanzas y diferencias en las estructuras de clase entre países, damos seguimiento a una tradición de estudios realizados en la región (Filgueira y Geneletti 1981, De Oliveira y Roberts 1995, Portes y Hoffman 2003, Franco et al. 2007). Esta tradición, sin embargo, ha sido menos fecunda en estudiar la movilidad intergeneracional de clase, por lo que al incluir la movilidad, abo- namos a lo ya recorrido.

En segundo lugar, el análisis comparativo de la movilidad social intergeneracional nos permite interrogar los regímenes de estratificación social en América Latina desde una perspectiva de justicia social que considera no sólo la desigualdad distributiva, sino también la de oportunidades. En efecto, América Latina es la región del planeta que históricamente presenta los mayores niveles de desigualdad distributiva de riqueza e ingresos (Deininger y Squire 1996, Londoño y Székely 1997, Galbraith 2002). Lo anterior lleva a pensar que la región también debería destacar por sus altos niveles de desigualdad de oportunidades: un entorno social de alta desigualdad distributiva parecería ser el óptimo para que prevaleciese la reproducción intergeneracional de las posiciones de clase. No obstante, los pocos estudios realizados hasta ahora, no han validado del todo conjetura tal y reportan niveles relativamente similares de movilidad a los observados en países industrializados (Ribeiro 2003, Torche 2005). Por lo tanto, es necesario analizar comparativamente de manera más minuciosa e incluir a más países.

En tercer lugar, este análisis resulta relevante dada su contribución académica al campo de los estudios comparativos internacionales sobre estratificación y movilidad social. Como he-

mos señalado en la introducción, este campo tuvo un importante avance en la sociología anglosajona a partir de la década los setenta, con el desarrollo de una serie de estudios que se orientaron a contrastar los patrones de movilidad social entre los países industrializados (Hauser y Featherman 1977, Grusky y Hauser 1984, Erikson y Goldthorpe 1992, Breen y Luijkx 2004). Poco a poco, otros estudios han incorporado a más países, y se incluyen los trabajos ya citados para Brasil y Chile. En este capítulo, ampliamos sensiblemente la cobertura de países latinoamericanos. Utilizamos asimismo fuentes de datos más actualizadas y respondemos algunas preguntas de corte comparativo. Éstas nos permiten contrastar sistemáticamente los patrones observados de movilidad social en América Latina con los del conjunto de países incluidos por Breen y Luijkx en su estudio sobre la movilidad social en Europa.

Finalmente, nuestro análisis comparativo incorpora a las mujeres. Creemos que la movilidad de las mujeres debe tomarse en cuenta plenamente en los estudios de movilidad de clase. No obstante, hacerlo a profundidad implicaría no sólo replicar los análisis convencionales que ya se realizan para los varones, sino revisar algunos supuestos teóricos y desafíos metodológicos desde una perspectiva de género. Esta tarea rebasa los alcances del capítulo (y del libro en su conjunto). Sin embargo, creemos que es ya un avance importante realizar un análisis comparativo de los patrones de movilidad de clase de varones y mujeres.

El capítulo se organiza de la siguiente manera. En las secciones 3.1 y 3.2 revisamos las estructuras de clase en cada país, así como los cambios en los marginales de la tabla de movilidad social intergeneracional, tanto para hombres como mujeres. Como

se sabe, a pesar de tener en común la pertenencia regional, los cinco países poseen características propias en sus trayectorias históricas y de desarrollo socioeconómico. Así, preguntarnos si existen rasgos de convergencia o divergencia en sus estructuras de clase es un buen punto de partida para un análisis comparativo. A esto agregamos un ejercicio de contraste con una selección de países europeos. Hacerlo proporciona un punto de comparación adicional con las naciones de mayor industrialización.

En la sección 3.3 analizamos la movilidad absoluta en cada país. Al contrastar los niveles de movilidad absoluta, nos hemos preocupado por introducir no sólo una medida general de movilidad, sino también medidas alternativas de la magnitud de la movilidad vertical; es decir, de la fracción de la movilidad total que corresponde a cambios que cruzan las barreras jerárquicas más importantes entre las clases sociales. Al igual que en la sección previa, contrastamos los niveles de movilidad absoluta con los observados en el conjunto de naciones europeas. Finalmente, identificamos algunas diferencias entre los países latinoamericanos en los flujos más frecuentes en la tabla de movilidad social.

Las secciones 3.4 a 3.6 se dedican al análisis de «movilidad relativa» para los varones. En la sección 3.4 contrastamos la magnitud general de la asociación entre orígenes y destinos de clase o «fluidez social» a partir de modelos log-lineales. El análisis comparado nos permite contrastar el grado de fluidez de los regímenes de estratificación social no sólo entre los países latinoamericanos, sino también frente a naciones de mayor industrialización, como son las europeas. En las secciones 3.5 y 3.6 dirigimos la mirada ya no a la magnitud sino al patrón de asociación. Probamos empíricamente dos patrones hipotéticos: uno que da cuenta de la

movilidad sólo por las distancias jerárquicas entre las clases (el modelo RC II propuesto originalmente por Goodman), y otro que considera otros aspectos de las relaciones sociales entre las clases; a saber, las barreras sectoriales y ciertos patrones de (dis)afinidad social (el modelo CASMIN propuesto originalmente por Erikson y Goldthorpe). Esta indagación nos lleva a destacar algunos rasgos del patrón jerárquico que regula la movilidad entre las clases sociales en los países de América Latina.

Finalmente, en la sección 3.7 nos ocupamos de la fluidez social de las mujeres. En concordancia con nuestro objetivo inicial, nos concentramos en un análisis comparativo de la magnitud de la asociación entre orígenes y destinos de clase entre hombres y mujeres en cada país. La pregunta fundamental que guía esta última sección es si las mujeres reproducen los niveles observados en los varones, o bien, si presentan rasgos *sui generis* que llaman a profundizar en el estudio de la movilidad femenina en América Latina.

3.1 LA ESTRUCTURA DE CLASES

Comencemos por una revisión de las estructuras de clase para cada país (Cuadro 3.1).² En el caso de los varones, las diferencias más importantes se presentan en el volumen de las clases agrícolas. Perú difiere de los otros cuatro países por su proceso más tardío de urbanización. Esto se refleja en la composición

2 Las tablas de movilidad a partir de las cuales se realiza este análisis se presentan en los Cuadros 3.A1 y 3.A2 del Anexo.

de su estructura de clases, que tiene un marcado peso de las clases agrícolas (38%); en particular y con más de un tercio de los casos, de los pequeños propietarios (IVc). En el otro extremo, Argentina es el país que experimentó la urbanización de manera más temprana, lo que corresponde con el menor volumen de sus clases agrícolas (sólo 6%). Por su parte, Chile también tuvo una urbanización más temprana que Brasil y México; sin embargo, la suma de sus clases agrícolas presenta un porcentaje similar a estos dos países (14%). Esto quizá se explique por el alto porcentaje de trabajadores chilenos (alrededor de 46%) que se dedican a actividades agrícolas pero residen en áreas urbanas (ver Echenique, 2010).

En el otro extremo de la jerarquía, las clases de servicios (I+II) y no manuales de rutina (IIIa+b) tienen un tamaño similar en Argentina, Brasil, Chile y México. Los porcentajes en conjunto fluctúan entre 25% (Brasil) y 31% (Chile). Nuevamente, la excepción es Perú, en donde el gran peso de las clases agrícolas se traduce en porcentajes menores para el resto de las clases, incluidas I+II y IIIa+b (19%). No obstante, si por un momento dejamos de lado las clases agrícolas, encontramos que el tamaño relativo de las clases de servicios y no manuales de rutina en el subconjunto de clases no agrícolas es similar en los cinco países. Los porcentajes fluctúan entre el 29% y el 35%. Esto sugiere que en el segmento no agrícola de la estructura peruana de clases, la expansión de las clases «no manuales» tiene la misma magnitud que en los otros cuatro países.

CUADRO 3.1

ESTRUCTURA DE CLASES, POR SEXO (%)

HOMBRES	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MÉXICO	PERÚ
I+II. Clase de servicios	19	18	19	18	14
IIIa+b. No manual de rutina	11	8	11	11	5
IVa+b. Independientes no agrícolas	16	15	11	15	9
V+VI. Manuales calificados y semicalificados	22	28	23	15	14
VIIa. Manuales de baja calificación	26	20	23	28	20
IVc. Pequeños propietarios agrícolas	2	10	6	6	34
VIIb. Asalariados agrícolas	4	3	8	8	4
Total	100	100	100	100	100
MUJERES	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MÉXICO	PERÚ
I+II. Clase de servicios	29	18	21	20	9
IIIa+b. No manual de rutina	19	16	25	27	8
IVa+b. Independientes no agrícolas	12	15	13	17	24
V+VI. Manuales calificados y semicalificados	8	16	8	7	7
VIIa. Manuales de baja calificación	30	28	29	27	31
IVc. Pequeños propietarios agrícolas	0	6	1	1	8
VIIb. Asalariados agrícolas	1	1	4	1	13
Total	100	100	100	100	100

Fuente: Estimaciones propias.

Las clases trabajadoras en su conjunto (V+VI+VIIa) tienen también un volumen similar entre países, con porcentajes entre 43% y 49% del total (sin considerar la ya mencionada excepción de Perú, con un 34%). Las diferencias más importantes en este subconjunto no radican, por tanto, en el volumen total, sino en el peso de la clase de trabajadores de baja calificación (VIIa). México y Perú destacan por poseer un mayor contingente de trabajadores de baja calificación. En particular destaca el caso de México: casi dos de cada tres trabajadores manuales son de baja calificación. Brasil, país con el mayor peso relativo de las clases trabajadoras de mayor calificación, tiene 42%. Estas diferencias son importantes porque la clase VIIa, comparada con la clase V+VI, concentra a los trabajadores con peores condiciones de ingresos y mayor precariedad laboral. Por lo tanto, el mayor peso relativo de la clase VIIa en el subconjunto de las clases manuales es un indicador de que Brasil y los países del Cono Sur han logrado condiciones más ventajosas que México y Perú para la expansión de una clase trabajadora con mayores niveles de calificación y mejores condiciones laborales.

Finalmente, el tamaño de la clase de pequeños propietarios y cuentapropistas (IVa+b) es muy similar en Argentina, Brasil, y México. Los porcentajes van de 15-16%. En Perú alcanza 9%, aunque sube a 14% si excluimos a los trabajadores agrícolas. Chile es el país con menor porcentaje de trabajadores en esta clase (11%). Lo anterior al parecer indica que en la sociedad chilena, el camino del pequeño negocio propio como estrategia de inserción de clase es comparativamente menos frecuente que en los otros cuatro países.

Antes de analizar la distribución de clase de las mujeres, debemos hacer algunas acotaciones sobre la participación laboral fe-

menina y, en términos más amplios, sobre el estudio de la movilidad de clase de las mujeres. En primer lugar, en todos los países de América Latina, las mujeres tienen una tasa de participación laboral significativamente menor a la de los varones, aunque con variaciones importantes. Así, se estima que la tasa de participación laboral de las mujeres es 25% menor a la de los varones en Perú, 28% menor en Brasil, 32% menor en Argentina, 31% menor en Chile, y 45% menor en México (Martínez Gómez et al. 2013). Las diferencias en la tasa de participación femenina pueden implicar que, en México, haya mayor selectividad social en la participación laboral femenina. Si esta selectividad se asocia con las probabilidades de movilidad social, esto produciría diferencias importantes en la movilidad intergeneracional de hombres y mujeres.³

En segundo lugar, la participación de las mujeres se ve afectada no sólo por la selectividad, sino también por la segregación ocupacional por género en el mercado de trabajo. Esta segregación se expresa en la concentración desigual de varones y mujeres en ciertas ocupaciones (Albelda 1986, Anker 1998, Charles y Grusky 2004) y, por extensión, en determinadas clases sociales. Se han identificado dos formas de segregación ocupacional, una de tipo «horizontal», definida por cierto esencialismo en las percepciones de roles de género que lleva a las mujeres a concentrarse en ocupaciones no manuales y de servicios, y otra de tipo «ver-

3 Así, por ejemplo, si la selectividad se asocia con mayores probabilidades de logro ocupacional (las mujeres con ventajas en el mercado de trabajo tienden a participar más), es probable que los países con mayor selectividad presenten mayores tasas de movilidad de las mujeres con respecto a los varones.

tical», que llevaría a los hombres a ocupar los trabajos de mayor jerarquía, tanto en ocupaciones manuales y no manuales (Charles y Grusky 2004). En términos de nuestro esquema de clases, podríamos esperar entonces que, en comparación con los varones, las mujeres presentaran una menor concentración en las «clases manuales» agrícolas y no agrícolas (V+VI, IVC y VIIb), así como una mayor concentración en la clase no manual de rutina (IIIa+b), que incluye a las ocupaciones no manuales de menor jerarquía, y en la clase de trabajadores de baja calificación manuales y de servicios (VIIb), que agrupa a una base importante de trabajadoras en servicios sociales y personales.

Los resultados confirman estas tendencias. Con respecto a los varones, la proporción de mujeres en la clase V+VI es menor en todos los países (en cuatro de los cinco países el porcentaje de mujeres en esta clase es menos de la mitad que el de los varones). También se aprecia un «déficit» de mujeres en las clases agrícolas. En contraste, en todos los países es sustancialmente mayor el porcentaje de mujeres en la clase no manual de rutina, y se aprecia también una tendencia a una mayor concentración femenina en la clase de trabajadores de baja calificación manuales y de servicios, aunque este «superávit» es variable entre países.

Además de estas tendencias generales, destacan ciertas particularidades nacionales. En primer lugar, en Argentina existe una fuerte concentración de mujeres no sólo en la clase no manual de rutina, sino también en la clase de servicios (29%). Esto quizás es indicativo de la existencia de menor segregación ocupacional vertical en las ocupaciones no manuales. Ahora bien, un análisis más minucioso debería profundizar en el tipo de ocupaciones que alcanzan varones y mujeres en esta clase, pues es posible que bajo

la amplia etiqueta de «clase de servicios» se escondan patrones de inserción heterogéneos.⁴ En segundo lugar y para el caso brasileño, llama la atención la importante presencia de las mujeres en las clases trabajadoras calificadas (16%, frente a 7-8% en los otros países). Esta concentración, sin embargo, parece deberse en parte a que en términos generales, Brasil presenta la «clase obrera» más numerosa en el conjunto de países estudiados. El hecho se constata al observar que en el caso de los hombres el porcentaje en las clases V+VI es también mayor en Brasil que en los otros cuatro países. Por último, en el caso peruano, las mujeres se concentran fuertemente en la clase de pequeños propietarios y cuentapropistas (24% de los casos). Esto tal vez refleje la importancia del pequeño comercio y otras actividades informales a pequeña escala como fuente de trabajo para las mujeres en este país.

La descripción hasta ahora realizada nos ofrece un panorama de las semejanzas y diferencias en las estructuras de clase de cada uno de los cinco países, así como las variaciones entre hombres y mujeres. No obstante, para entender las particularidades de las estructuras de clase de los países latinoamericanos, es necesario ampliar la mirada a otras sociedades. Un buen parámetro de contraste son las sociedades de mayor industrialización, que evidentemente reflejan en su estructura de clases procesos históricos diferentes. Para emprender la comparación utilizamos los datos del conjunto de países europeos estudiados por Breen y Luijkx (2004). La información corresponde a las en-

4 Recordemos que la clase I+II integra a los grandes propietarios, altos directivos, funcionarios y profesionales (clase I) con técnicos, directivos intermedios y profesionales de menor jerarquía (II).

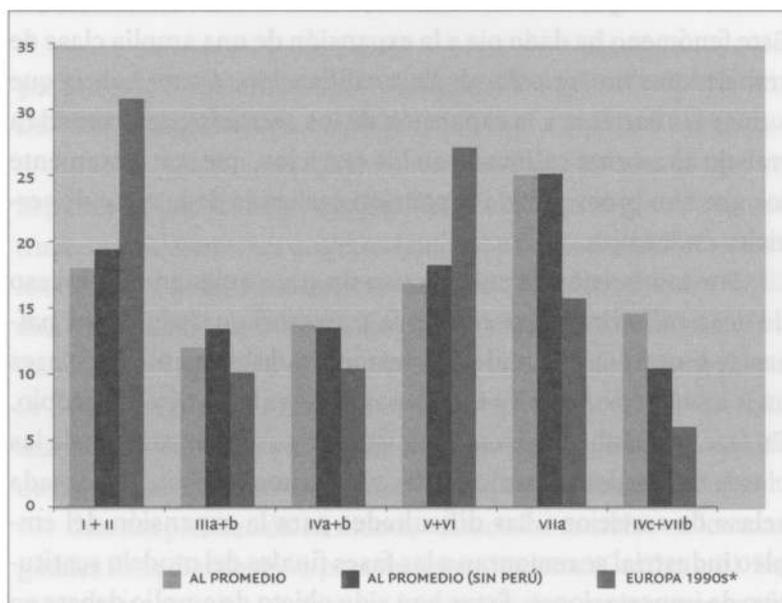
cuestas más recientes utilizadas por estos autores, todas ellas levantadas al final de la década de los noventa.⁵

En la Gráfica 3.1 comparamos las estructuras de clase promedio para el conjunto de países latinoamericanos y europeos.⁶ En comparación con la media europea, en nuestra selección de países latinoamericanos la clase de servicios (I+II) presenta porcentajes significativamente más bajos (18% frente a 31%). Este déficit se reproduce en el porcentaje de trabajadores calificados y semi-calificados: el porcentaje en la clase v+vi es en promedio de 17%, frente a 27% para el conjunto europeo. En compensación, en América Latina predomina la clase de trabajadores manuales de baja calificación (25% frente a 16%), los trabajadores agrícolas (tendencia que prevalece aunque atenuada incluso si se excluye a Perú de la comparación), y los pequeños propietarios y trabajadores por cuenta propia (14% frente a 10%). En resumen y si comparamos con las naciones más industrializadas, los países de la región tienen una clase de servicios menos voluminosa, así como un déficit en la expansión de las clases manuales de mayor calificación. Éste se compensa por las clases trabajadoras agrícolas y no agrícolas de baja calificación.

5 Richard Breen y Ruud Luijkx facilitaron las tablas de movilidad intergeneracional aquí utilizadas para el conjunto de países europeos. Los aspectos metodológicos de las fuentes de datos para cada país pueden consultarse en Breen (2004).

6 En la gráfica se presentan los promedios con y sin Perú, que como ya vimos, posee una estructura de clases muy diferente a la de los otros cuatro países. Estas diferencias, sin embargo, no afectan sustancialmente la interpretación general de los resultados.

GRÁFICA 3.1
ESTRUCTURA DE CLASES PARA EL PROMEDIO DE LOS PAÍSES
DE AMÉRICA LATINA Y EUROPA (%)



* La distribución promedio para los países europeos incluye a Alemania, Francia, Gran Bretaña, Holanda, Hungría, Israel, Italia, Irlanda, Noruega, Polonia, y Suecia. Ver Breen y Luyjck (2004).

Estas diferencias son en parte el resultado de un desfase histórico en la temporalidad de los procesos de urbanización, industrialización y posterior expansión de la economía de servicios en las sociedades latinoamericanas. Sin embargo, también son indicativas del carácter particular de los procesos de expansión capitalista y la consecuente evolución histórica de los mercados de trabajo y las estructuras productivas en América Latina. Entre

estos rasgos se encuentra la muy discutida incapacidad del sector industrial moderno para absorber la creciente fuerza de trabajo urbana en ocupaciones manuales asalariadas de alta calificación. Este fenómeno ha dado pie a la expansión de una amplia clase de trabajadores no agrícolas de baja calificación. A esto habría que sumar las barreras a la expansión de los sectores que demandan trabajo altamente calificado en los servicios, que son justamente los que han propiciado la expansión acelerada de la clase de servicios en Europa.

Por tanto, lejos de encontrarse un paso atrás en un proceso de desarrollo lineal que replica la trayectoria pasada de los países de Europa Occidental y Norteamérica, la estructura de clases en los países de América Latina parece seguir un camino propio. En éste se perciben barreras persistentes para la expansión de las clases trabajadoras tradicionales y, a últimas fechas, la llamada «clase de servicios». Las dificultades para la expansión del empleo industrial se remontan a las fases finales del modelo sustitutivo de importaciones. Éstas han sido objeto de amplio debate en la sociología del desarrollo latinoamericano (basta recordar las discusiones sobre el dependantismo, la marginalidad, y las raíces estructurales de la informalidad). Sin embargo, a lo expuesto habría que sumar las tendencias más recientes a la contracción del empleo industrial (o al menos a la pérdida de importancia relativa del empleo manual calificado frente al no calificado), y una economía post-industrial que crea empleos de servicios no sólo en forma polarizada sino también «sesgada» hacia las posiciones de baja calificación.

¿Estas tendencias han representado un «freno estructural» para la movilidad intergeneracional de clase en América Latina?

Para responder esta pregunta, es necesario revisar las tasas de movilidad intergeneracional de clase, como haremos en las siguientes secciones.

3.2 CAMBIOS EN LOS MARGINALES DE LA TABLA DE MOVILIDAD SOCIAL

El punto de partida de nuestro análisis es el cambio global en la estructura de clases entre orígenes (padres) y destinos (hijos); a saber, los cambios en las distribuciones marginales de la tabla de movilidad social. Estos cambios son, en buena medida, el resultado de las transformaciones históricas en la estructura de clases. No obstante, se deben tener ciertas reservas en la interpretación: la distribución marginal de los padres no refleja exactamente ninguna distribución de clases observada en un momento previo en el tiempo.⁷

Con esa precaución en mente, veamos los cambios en los marginales de la distribución para varones y mujeres (Cuadro 3.2). Los valores en el cuadro nos indican la magnitud en puntos porcentuales del cambio en cada clase entre padres e hijos (varones), o padres

7 Esto se explica por dos razones. En primer lugar, mientras que la distribución de los hijos corresponde a un momento dado en el tiempo (la fecha de levantamiento de la encuesta), la de los padres es una síntesis de muchos periodos (ya que la clase del padre se reporta a la edad 15 del hijo, y los hijos tenían edades diferentes al momento de la encuesta). Además, la distribución marginal de los padres en la tabla refleja no sólo el cambio en la estructura de clases, sino también las diferencias en la tasa de reproducción demográfica de cada clase de origen. Los marginales de los padres tienden a subrepresentar a las clases con menor fecundidad y mayor emigración.

e hijas (mujeres).⁸ El valor bajo la columna con el símbolo Δ es el índice de disimilitud, una medida resumen del cambio en la estructura de clases que puede interpretarse como el mínimo de movilidad social intergeneracional que debería producirse para que la distribución marginal de los hijos/as fuese igual a la de los padres.

Hay una caída generalizada de las clases agrícolas (VIIA y IVC). Lo anterior sin duda es reflejo de la tendencia histórica hacia la reducción de importancia del sector agropecuario en la estructura social de los países latinoamericanos. Los cambios son de menor magnitud en Argentina y Chile. Estos países arrancaron su proceso histórico de urbanización antes que los otros. De hecho, como vimos en la sección previa, se encuentran en la fase final del mismo, por lo que en estos casos la menor caída de las clases agrícolas no es sintomática de una «desagrarización» más lenta, sino de que el proceso casi ha concluido. Perú, en cambio, se encuentra en el extremo opuesto: su proceso de urbanización ha sido relativamente tardío en relación con los otros cuatro países, aunque la tendencia en este sentido es muy clara si se toma en cuenta la reducción de 26 puntos porcentuales en las dos clases agrícolas. Por su parte, Brasil presenta los cambios más radicales: hay una pérdida neta de 26 y 29 puntos porcentuales para varones y mujeres respectivamente (aunque estas pérdidas se explican en su totalidad por la reducción de los trabajadores asalariados agrícolas, mientras que los pequeños propietarios agrícolas se incrementan levemente entre los varones).

8 Cabe recordar que en el caso de Perú, los datos de movilidad intergeneracional disponibles son únicamente para los jefes de hogar, lo que produce una fuerte selectividad de las mujeres incluidas en la muestra. Por ello decidimos no incorporarlas a este análisis.

Dada la magnitud de estos cambios, es previsible que el peso de la movilidad entre las clases agrícolas y no agrícolas represente una fracción muy importante de la movilidad intergeneracional total, particularmente en los casos de Brasil, Perú y, en menor medida, de México. Por el contrario, es probable que en los países del Cono Sur sobresalgan otras formas de movilidad entre clases no agrícolas. Esto lo veremos más adelante, al analizar los flujos específicos de movilidad en cada país.

CUADRO 3.2.
CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DE LAS CLASES ENTRE PADRES E HIJOS,
POR SEXO %

	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	Δ
HOMBRES								
Argentina	5	4	1	-2	3	-5	-6	13
Brasil	5	5	7	4	6	5	-31	31
Chile	10	4	-1	0	-4	-4	-5	14
México	12	6	-3	4	2	-16	-4	23
Perú	8	3	0	6	8	-17	-9	26
MUJERES								
Argentina	14	11	-4	-15	8	-6	-8	33
Brasil	6	13	5	-8	14	1	-30	38
Chile	11	17	0	-13	0	-8	-8	29
México	13	19	-3	-3	0	-18	-9	32

Fuente: Estimaciones propias.

Otra tendencia generalizada es el incremento de las clases no manuales de rutina (de 3 a 6 puntos entre los varones y de 11 a 19 puntos entre las mujeres) y la clase de servicios (I+II). Con res-

pecto a esta última clase, la magnitud de la expansión varía entre países. México y Chile presentan los mayores cambios (+12 y +10 puntos porcentuales respectivamente), Argentina y Brasil los menores (+5 puntos porcentuales). De nuevo, se debe tener como referencia que, al menos en el caso de los varones, no hay diferencias sustantivas entre estos cuatro países en el «punto de llegada» en la estructura de clases; es decir, en el porcentaje de miembros de la clase I+II en la distribución del Cuadro 3.1. Esto implicaría que en México y Chile, la expansión de la clase de servicios fue más acelerada, al grado que sirvió para que ocurriera cierta convergencia con las magnitudes observadas en Argentina y Brasil.

Entre los varones, los cambios en el volumen de las clases trabajadoras son en general de poca magnitud. Quizá el mayor cambio se observa en Perú, donde la caída de las clases agrícolas se compensó con incrementos de 6 puntos en la clase v+vi y 8 puntos en la clase viia. Lo anterior constituye un indicio de importantes flujos de movilidad entre los orígenes agrícolas y los destinos manuales no agrícolas. Por otra parte —salvo el caso chileno— en ningún país se observa una tendencia clara hacia la recomposición de las clases trabajadoras en favor de las posiciones de mayor calificación. Así, las dificultades para la expansión del empleo industrial calificado parecen reafirmarse; cuestión que ya se ha discutido en la sección previa. Finalmente, los cambios marginales entre las mujeres están marcados por la segregación ocupacional: el porcentaje de hijas en la clase v+vi es y en todos los países, menor al de los padres, debido al «cierre» de esta clase al trabajo femenino.

En síntesis, más allá de las variaciones específicas de cada país y por género, se observan algunas tendencias generales: la extin-

ción de las clases agrícolas, la expansión de la clase de servicios y de las posiciones no manuales de rutina, así como cierta estabilidad en el volumen de las clases trabajadoras no agrícolas sin una recomposición hacia las posiciones manuales de mayor calificación. Esto nos habla de las ya mencionadas dificultades para la expansión del empleo industrial calificado, así como probablemente de la tendencia hacia la desarticulación del empleo industrial en favor de ocupaciones manuales de baja calificación en el periodo posterior a la ISI.

¿Cómo se comparan estos patrones de cambio con los de las naciones industrializadas? En general, el patrón de cambio en los marginales de las tablas de movilidad para el conjunto de países latinoamericanos no dista mucho del observado en las tablas europeas, pero el ritmo de cambio sí difiere. En el caso de los varones, la expansión de la clase I+II es significativamente mayor en el promedio europeo (en donde la clase I+II creció en 13 puntos, frente a 8 puntos en el promedio de cinco países de AL). Las pérdidas en Europa no se dan sólo en las clases agrícolas, sino también en la clase de trabajadores de baja calificación (-4 frente a +3 en el promedio latinoamericano). La comparación con las mujeres arroja diferencias aún más acentuadas: en Europa, el cambio marginal se traduce en su totalidad en ganancias para las clases I+II y IIIa+b, mientras que en AL también aumenta la clase VIIB de manera significativa.

En resumen, los países latinoamericanos presentan un moderado «ajuste hacia arriba» en su estructura de clases. Éste es un rasgo de continuidad con las tendencias observadas en los estudios clásicos de movilidad intergeneracional de los años sesenta

y setenta.⁹ No obstante, se pueden detectar los efectos de la heterogeneidad estructural y el poco dinamismo de los mercados de trabajo. El ritmo de los cambios es más lento y, al mismo tiempo, se aprecia cierta dificultad para la expansión relativa de las clases que agrupan a las ocupaciones más calificadas, tanto manuales como no manuales.

3.3 LA MOVILIDAD ABSOLUTA

La comparación de los marginales de la tabla de movilidad social ofrece una idea del cambio global en las distribuciones de clase entre padres e hijos. Sin embargo, los niveles de movilidad intergeneracional a escala individual pueden ser mayores. Lo anterior debido a que en la tabla se dan movimientos de circulación ascendente y descendente; éstos se anulan mutuamente y, por tanto, no se reflejan en el cambio de las distribuciones marginales. Por ello es que se debe analizar a) qué tanta movilidad existe al interior de las celdas de la tabla; b) la magnitud de la movilidad ascendente y descendente; c) la prevalencia de la movilidad vertical (en otras palabras, la movilidad que cruza las principales fronteras jerárquicas entre las clases sociales); y d) en qué regiones de la tabla de movilidad se dan los principales cambios.

En el Cuadro 3.3 presentamos un conjunto de medidas resumen de movilidad que nos permiten revisar cada uno de estos

9 Aunque en esos años el movimiento dominante fue de las clases agrícolas a las clases trabajadoras urbanas, mientras que en la actualidad el principal destino del cambio marginal son las clases I+II y IIIa+b (Solís 2007, 2012).

aspectos. La «movilidad absoluta» indica la frecuencia total de la movilidad social; a saber, el porcentaje de casos en la tabla de movilidad en los que la clase de destino difiere de la clase de origen, independientemente de cuáles sean esos orígenes y destinos. Llama la atención los altos niveles de movilidad absoluta observados en todos los países (64-77% para los varones, 75-81% para las mujeres). Entre dos tercios y cuatro quintos de la población adulta ha experimentado movilidad intergeneracional de clase.

Los niveles de movilidad son sensiblemente mayores a los índices de disimilitud presentados en el Cuadro 3.2. Esto es un indicador de que existe mucha más movilidad individual que la sugerida por los cambios globales en la estructura de clases expresados en los marginales de la tabla. En otras palabras, gran parte de la movilidad intergeneracional social observada en América Latina no se asocia directamente con los «cambios estructurales» en el volumen de las clases sociales (o la ausencia de los mismos), sino con movimientos individuales ascendentes y descendentes que se compensan mutuamente para dar lugar a una estructura que cambia menos de lo que circulan las personas.

Aunque los niveles de movilidad absoluta son altos, es posible que una fracción importante de los movimientos tenga lugar entre clases con jerarquías similares. Esto es lo que sugiere Torche, al analizar el caso chileno. Ella afirma que buena parte de la alta movilidad social en Chile tiene pocas consecuencias sustantivas, ya que acontece entre clases que comparten posiciones similares en la jerarquía de recursos y recompensas (Torche 2005). Para evaluar esto y al adaptar la idea original de Erikson y Goldthorpe (1992) al contexto latinoamericano, hemos definido la «movilidad vertical» como la que acontece entre tres grupos de macro-

clases que, por sus características, representan escalones jerárquicos importantes en la estratificación social. El primer grupo es la clase de servicios (I+II), el segundo incluye desde la clase no manual de rutina hasta la de asalariados manuales calificados y semi-calificados (IIIa+b, IVa+b y v+VI) y el tercero incluye a los trabajadores de baja calificación y las clases agrícolas (VIIa, IVC, y VIIb). Una reagrupación alternativa distingue no tres, sino cuatro macroclases, al separar a las clases agrícolas (IVc y VIIb) y así hacer observable la movilidad entre el sector agrícola y no agrícola.

Los niveles de movilidad vertical que se obtienen a partir de esta reagrupación se reducen significativamente. Con tres macroclases, los niveles de movilidad vertical de los varones fluctúan entre 36% para Perú y 49% para Brasil. Al utilizar cuatro clases, la movilidad vertical aumenta significativamente, en particular en el Perú, que alcanza niveles parecidos a los de los otros países, y en Brasil y en México, que superan a Argentina y a Chile.¹⁰

Esto último refleja la importancia que ha tenido, en la movilidad intergeneracional de clase, la mudanza sectorial de actividades agrícolas a no agrícolas para Perú, Brasil y México. Nos advierte asimismo que el flujo rural-urbano aún es un determinante importante de los patrones de movilidad social intergeneracional en varios países de la región. Un indicador que abona a este argumento es el alto porcentaje de casos que tienen orígenes en las clases agrícolas. En Perú, este porcentaje

10 Las tendencias, con niveles un poco superiores, se replican para las mujeres.

CUADRO 3.3
MEDIDAS RESUMEN DE MOVILIDAD ABSOLUTA, POR SEXO (%)

	HOMBRES	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MÉXICO	PERÚ
Movilidad absoluta	66	77	66	69	64	
Movilidad vertical (3 macroclases)	47	49	54	48	36	
Movilidad ascendente (3 macroclases)	29	35	37	36	28	
Movilidad vertical (4 macroclases)	53	58	51	57	50	
Movilidad ascendente (4 macroclases)	34	44	36	45	40	
% con orígenes agrícolas (IVc + VIIb)	17	38	23	33	64	
% en I+II provenientes de otras clases	65	70	72	80	83	
	MUJERES	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MÉXICO	PERÚ
Movilidad absoluta	75	81	77	77	---	
Movilidad vertical (3 macroclases)	54	50	53	46	---	
Movilidad ascendente (3 macroclases)	35	34	38	44	---	
Movilidad vertical (4 macroclases)	61	63	62	66	---	
Movilidad ascendente (4 macroclases)	42	47	46	53	---	
% con orígenes agrícolas (IVc + VIIb)	15	37	21	29	---	
% en I+II provenientes de otras clases	70	71	78	86	---	

Fuente: Estimaciones propias.

alcanza casi dos terceras partes del total (64%) para los varones. En Brasil y México es alrededor de una tercera parte (38% y 33%, respectivamente). Por su parte, en Chile y en Argentina, el porcentaje con orígenes agrícolas tampoco es despreciable (23% y 17%, respectivamente), pero no se acerca al de las naciones de la región que se urbanizaron en épocas más recientes.

Por otra parte y al dividir la movilidad vertical en ascendente y descendente, se concluye que los movimientos ascendentes son más frecuentes que los descendentes en todos los países y en ambos sexos. Sin embargo, hay algunas diferencias en la prevalencia de la movilidad vertical ascendente. Argentina es el país con menor movilidad vertical ascendente en relación con la movilidad total: un 29% de los varones experimentaron movilidad ascendente (en el esquema de 3 macroclases); es decir, el 62% de la movilidad total vertical. A la Argentina sigue Chile, donde 71% de los movimientos verticales fueron ascendentes (37% de los casos), Brasil con 72% (35% de los casos) y México con 75% (36% de los casos). Perú, con apenas 28% de varones con movilidad ascendente, es, sin embargo, el país en donde el peso relativo de la movilidad ascendente sobre la movilidad vertical total resulta mayor (77% del total).

Una generalización frecuente sobre la movilidad social en América Latina es que las clases superiores se reproducen a través del auto-reclutamiento: ejercen mecanismos de clausura y reservan sus posiciones para su descendencia. Lo anterior es probable que ocurra para las élites económicas y políticas, mismas que, como sabemos, se encuentran poco representadas en estudios basados en encuestas por muestreo como las que aquí utilizamos. No obstante, si tomamos como referente las clases superiores, tal como se captan con estos instrumentos, encontramos que un ras-

go significativo en todos los países es la diversidad en el reclutamiento de la clase de servicios. El porcentaje de miembros de la clase I+II que provienen de otras clases fluctúa entre 65% y 83% en el caso de los varones y entre 70% y 86% en el de las mujeres. En parte, esto se explica por el hecho de que, como hemos visto en el Cuadro 3.2, la clase de servicios se ha expandido de forma considerable. Así, se ha obligado a que a éstas se incorporen a personas provenientes de otras clases. Cabe resaltar entonces este dato por su importancia sociológica: la mayoría de los miembros de las clases superiores en América Latina son producto de la movilidad social ascendente.

Encontramos entonces que existen tres rasgos comunes en la movilidad absoluta en los países analizados: a) las altas tasas de movilidad absoluta; b) una movilidad vertical que al ser sensiblemente menor que la absoluta, refleja que una buena parte de la movilidad de clase tiene lugar entre clases contiguas en la estructura social; y c) cierto predominio de la movilidad ascendente frente a la descendente (síntoma inequívoco del ajuste hacia arriba de la estructura ocupacional discutido en la sección previa).

Estos rasgos comunes, sin embargo, ocultan algunas diferencias más sutiles entre países en el locus de la movilidad absoluta; es decir, en las regiones de la tabla en las que se presentan los mayores porcentajes de casos con movilidad social. Esto puede observarse en las Figuras 3.2A y 3.2B. Con respecto a los varones, Argentina y Chile son, nuevamente, los países con mayores similitudes entre sí. En ambos, la movilidad con orígenes agrícolas es baja. Predomina la movilidad de corto alcance, tanto ascendente como descendente, entre la clase de asalariados manuales calificados (V+VI) y de baja calificación (VIIa). También es frecuente la

FIGURA 3.2A
FLUJOS DE MOVILIDAD ABSOLUTA MÁS FRECUENTES, VARONES (%)

ARGENTINA							BRASIL						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	VIIb	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	2.5	3.2	2.5	2.1	0.3	0.1	I+II	1.6	2.3	3.7	1.0	0.3	0.1
IIIa+b	3.0	1.4	2.0	1.5	0.0	0.0	IIIa+b	1.1	0.5	1.1	0.6	0.0	0.0
IVa+b	4.6	3.1	3.9	3.3	0.2	0.4	IVa+b	2.3	0.9	3.4	1.6	0.3	0.1
V+VI	4.9	3.6	5.2	9.9	0.4	0.6	V+VI	6.0	3.5	5.1	5.4	0.5	0.1
VIIa	3.7	3.3	4.1	8.1	0.5	0.9	VIIa	2.7	1.4	2.5	5.5	0.2	0.3
IVc	1.2	0.8	2.2	1.7	3.1	0.6	IVc	0.8	0.4	1.0	1.3	0.8	0.3
VIIb	0.8	0.8	0.9	3.2	5.0	0.5	VIIb	3.2	1.6	5.6	10.3	10.5	10.2

CHILE							MÉXICO						
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	VIIb	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	1.5	1.1	1.7	0.8	0.2	0.2	I+II	0.9	0.4	1.1	0.4	0.2	0.2
IIIa+b	2.8	0.8	1.8	2.3	0.0	0.0	IIIa+b	2.3	0.7	1.2	1.6	0.0	0.3
IVa+b	3.7	1.5	2.2	3.3	0.1	1.1	IVa+b	6.5	3.2	3.3	6.2	0.0	0.1
V+VI	5.9	3.7	3.4	10.4	0.5	0.9	V+VI	2.7	2.0	2.0	4.8	0.1	0.6
VIIa	4.0	5.4	3.1	14.0	0.6	0.9	VIIa	5.0	4.7	5.2	7.0	0.5	1.1
IVc	1.2	0.5	1.8	1.8	2.1	2.3	IVc	2.9	2.1	4.5	3.3	8.7	3.4
VIIb	1.2	0.4	0.6	3.3	4.0	3.1	VIIb	0.8	1.3	1.8	1.7	4.1	1.3

PERÚ

	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIIb
I+II	0.6	0.3	2.2	1.5	0.3	0.2	0.2
IIIa+b	0.4	0.5	0.7	1.4	0.4	0.0	0.0
IVa+b	3.0	1.4	2.9	2.1	0.8	0.4	0.4
V+VI	3.0	1.1	2.5	1.8	0.7	0.2	0.2
VIIa	3.4	1.4	1.1	3.7	2.6	0.8	0.8
IVc	7.4	1.9	5.5	7.4	14.1	3.8	3.8
VIIIb	1.2	1.0	1.4	2.6	4.5	8.2	8.2

Fuente: Estimaciones propias.

FIGURA 3.2B
FLUJOS DE MOVILIDAD ABSOLUTA MÁS FRECUENTES, MUJERES (%)

ARGENTINA		BRASIL												
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	3.7	2.3	0.9	1.5	0.1	0.0	0.0	I+II	3.0	2.0	1.6	2.0	0.1	0.1
IIIa+b	5.0	1.0	0.4	2.5	0.1	0.0	0.0	IIIa+b	1.2	0.8	0.6	0.6	0.0	0.0
IVa+b	8.6	4.3	1.2	4.3	0.0	0.4	0.4	IVa+b	2.9	2.5	1.9	2.6	0.1	0.0
V+VI	7.7	7.4	3.6	9.3	0.1	0.0	0.0	V+VI	6.0	6.2	4.4	6.6	0.2	0.2
VIIa	3.9	5.7	3.3	3.4	0.0	0.1	0.1	VIIa	2.5	2.9	3.0	2.2	0.1	0.1
IVc	1.4	1.5	1.4	0.6	2.9	0.3	0.3	IVc	0.5	1.1	1.2	1.2	1.6	0.1
VIIb	1.2	0.9	1.8	1.1	6.3	0.1	0.1	VIIb	2.9	3.2	5.0	6.2	14.6	6.1
CHILE		MÉXICO												
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	2.0	3.2	0.0	1.1	0.0	0.0	0.0	I+II	2.5	1.4	0.1	1.5	0.0	0.0
IIIa+b	1.7	0.5	0.9	3.3	0.0	0.0	0.0	IIIa+b	1.4	0.7	0.4	3.1	0.0	0.0
IVa+b	4.9	5.4	1.7	2.0	0.1	0.0	0.0	IVa+b	7.1	8.0	1.9	3.0	0.0	0.1
V+VI	6.0	6.3	3.2	8.0	0.0	0.5	0.5	V+VI	2.1	4.5	2.0	3.3	0.0	0.4
VIIa	6.5	10.3	5.3	1.9	0.0	0.7	0.7	VIIa	5.7	8.7	5.3	2.8	0.0	0.1
IVc	1.2	1.4	1.1	0.6	5.3	1.5	1.5	IVc	5.2	3.0	5.7	1.7	5.5	0.9
VIIb	0.6	3.3	1.1	2.6	5.4	0.4	0.4	VIIb	0.3	3.0	1.6	1.0	6.3	0.0

Fuente: Estimaciones propias.

movilidad con origen en estas dos clases y destino en la clase no manual de rutina (IIIIa+b) y la clase de servicios (I+II).

La distribución es diferente en Perú y Brasil. En ambos países, los flujos más frecuentes se ubican en la parte inferior derecha de la tabla de movilidad social; a saber, entre los orígenes agrícolas (IVc y VIIB) y los destinos no agrícolas de baja jerarquía (V+VI y VIIa). Asimismo —y en particular en el caso de Brasil— es frecuente la movilidad entre la clase de asalariados agrícolas (VIIB) y los pequeños propietarios agrícolas (IVc).

México presenta una distribución más dispersa (sólo una celda de la tabla supera el 8% de casos). La distribución parece mezclar características de los dos patrones ya reseñados. Se parece a Chile y Argentina en la concentración relativa de casos en el flujo de VIIa a V+VI y en los destinos I+II y IIIa+b, pero comparte con Perú y Brasil una alta movilidad de IVc a VIIB. También son importantes los movimientos con origen y destino en la clase de pequeños propietarios no agrícolas (IVa+b).

Por su parte, las distribuciones para las mujeres de Argentina, Chile y México son más parecidas entre sí. Probablemente esto se deba a que el efecto de la segregación ocupacional por género se sobrepone a otras tendencias y opera como una fuerza «igualadora» de los orígenes y destinos entre países. Se observa una concentración de casos en las primeras dos columnas de la tabla; se refleja así la importancia que tienen los destinos en las clases de servicios y no manuales de rutina para las mujeres. En Argentina y Chile estos destinos se asocian más con orígenes en el rango de clases IVa+b – VIIa. En México también son frecuentes los orígenes agrícolas. Del mismo modo y en los tres países, se observa una mayor frecuencia en la movilidad que tiene como destino la clase

VIIa, a saber, ocupaciones de baja calificación en la industria o los servicios. Brasil no sólo comparte esta última característica, sino que tiene la particularidad de sumar mayores influjos provenientes de la clase de asalariados agrícolas (VIIB).

En resumen, aunque hay coincidencias importantes entre países en los altos niveles de movilidad absoluta, la movilidad vertical y el predominio de la movilidad ascendente, el análisis más minucioso de la distribución de casos al interior de la tabla de movilidad revela variaciones importantes. En buena medida, estas variaciones se explican por las diferencias en la composición de la estructura de clases de padres e hijos/as de cada país. En particular y como vimos en las secciones previas, la magnitud y temporalidad de los procesos de urbanización son un factor clave que introduce distinciones en el tamaño absoluto de los flujos específicos de movilidad entre las clases. Esto contribuye a colocar por un lado a Argentina y Chile —porque tienen mayor predominio de los flujos entre las clases no agrícolas—, y por otro a Perú, México y Brasil, en donde los flujos entre clases agrícolas y no agrícolas son mayores.

Quizá estas diferencias también reflejen variaciones en la «fluidez social». Sin embargo, para analizar la fluidez social es necesario utilizar modelos estadísticos que nos permitan aislar las diferencias en las estructuras de orígenes y destinos en cada país; es decir, los efectos de las distribuciones marginales en las tablas de movilidad social.

3.4 ¿FLUIDEZ CONSTANTE?

En los capítulos introductorios ya hemos discutido las diferencias conceptuales y metodológicas entre la movilidad absoluta y la movilidad relativa o «fluidez social». Ésta última ha sido el objeto principal de los estudios comparativos internacionales de movilidad de clase realizados a partir de la década de los setenta. La herramienta que suele utilizarse para caracterizar la fluidez social son los modelos de regresión log-lineal. Éstos permiten identificar el patrón general y la intensidad de la asociación relativa entre orígenes y destinos de clase, una vez que se neutralizan las diferencias en las distribuciones marginales de orígenes y destinos entre países.

En los capítulos siguientes del presente libro, los autores ajustan modelos log-lineales específicos para cada país. Incluyen no sólo los modelos generales descritos en la sección metodológica, sino también modelos propios que buscan dar cuenta de las particularidades nacionales. Por tanto, en este capítulo no intentaremos replicar estos ejercicios particulares, sino ensayar modelos generales que nos permitan realizar una comparación más amplia entre países y con países de otras regiones.

Comencemos con preguntas sobre la magnitud de la fluidez social, ¿destacan algunos países por presentar mayores obstáculos para la movilidad de clase? ¿Cómo se comparan los países de la región con respecto a otras sociedades que con frecuencia se caracterizan como más abiertas e igualitarias (como los europeos)?

En América Latina existen pocos estudios empíricos comparativos sobre la magnitud de la fluidez social en la movilidad de clases. Dos aportaciones importantes han sido los trabajos de Torche

(2005) para Chile y el de Ribeiro (2007) para Brasil.¹¹ Estos trabajos contrastan la fluidez social de esos dos países con la del conjunto de países industrializados analizados por Erikson y Goldthorpe (1992). El resultado más revelador es que la fluidez social no es tan diferente a la observada en los países de mayor industrialización, a pesar de que, como sabemos, América Latina se caracteriza por sus altos niveles de desigualdad distributiva, cuando menos en lo que respecta a los ingresos monetarios y la riqueza.

Para explicar esta aparente contradicción, Torche sugiere que la fluidez relativamente alta de Chile se explica tanto por la combinación de una alta movilidad en las clases intermedias y bajas como por una fuerte rigidez en el acceso a la cima de la estratificación social (representada en el esquema de Erikson y Goldthorpe por la clase de servicios). Esto implicaría que la alta fluidez observada en Chile es poco sustantiva en términos de las ganancias en ingresos y otras recompensas sociales, pues tiene lugar entre clases con niveles relativamente similares de recompensas y no incluye el acceso a la clase en la que las retribuciones son significativamente mayores. Por su parte, Ribeiro atribuye el incremento en la fluidez en Brasil a un cambio composicional en la población, asociado con la expansión de la escolaridad, que ha operado como un mecanismo igualador de oportunidades para las cohortes más jóvenes.

11 Además de estos trabajos, actualmente se desarrolla un proyecto comparativo coordinado por Ishida. En éste se realiza una comparación de un conjunto más amplio de naciones de «industrialización tardía» (incluidos Brasil, Chile y México) con los países más industrializados. Sin embargo, hasta la fecha sólo se han presentado resultados preliminares de este proyecto.

Con base en estos antecedentes, aquí proponemos avanzar en varios aspectos. En primer lugar, extendemos el análisis a un conjunto más amplio de países latinoamericanos. Esto nos permite comparar no sólo con las naciones más industrializadas, sino también con los países latinoamericanos de nuestra muestra, que si bien es reducida en tamaño, presenta suficiente heterogeneidad para explorar algunas diferencias nacionales. Echamos mano de datos más recientes tanto de América Latina como de Europa, lo que permite actualizar los resultados. Finalmente y para Brasil y Chile, utilizamos muestras diferentes a las de Torche y Ribeiro, lo que permite probar la robustez de sus resultados.

Para medir el grado de fluidez social procedimos de la siguiente manera. En primer lugar, ajustamos un modelo de asociación común entre orígenes y destinos {OD} al conjunto de tablas de todos los países. Este modelo postula que el nivel de fluidez social es similar entre países.¹² Luego contrastamos ese modelo con uno alternativo que incorpora términos de variación para cada país {ODP}. Si el modelo {ODP} ajusta los datos significativamente mejor que el modelo {OD}, tendremos entonces evidencia empírica de que existen variaciones en la intensidad de la fluidez social entre países. Por lo tanto, podemos analizar esas diferencias.

12 El patrón {OD} que utilizaremos incluye todos los términos de asociación entre orígenes y destinos de clase, aunque no una interacción por país. Por ello es que implícitamente postula que la asociación entre orígenes y destinos de clase es constante entre países. Este modelo es idéntico al llamado modelo de fluidez constante o «CNSF», tal como lo propusieron inicialmente Erikson, Goldthorpe y Portocarreiro (1982). Para una referencia técnica más detallada, revisar el capítulo 3 de Erikson y Goldthorpe (1992).

Un modelo utilizado frecuentemente para estimar {ODP} es el de «diferencias uniformes» o UNIDIFF. Como explicamos en la sección metodológica, el modelo UNIDIFF resume en un coeficiente único de variación la intensidad de la asociación en cada país. Una ventaja de este modelo, frente a otros que incluyen interacciones más complejas, es su eficiencia para detectar pequeñas discrepancias en la asociación global.

En este caso, utilizamos modelos UNIDIFF para probar tres series de modelos de fluidez social entre países. La primera serie contrasta la fluidez social sólo entre los cinco países de América Latina. La segunda confronta dos tablas «resumen», una conjunta para los cinco países latinoamericanos y otra para los once europeos.¹³ La tercera contrasta los 16 países por separado. En cada caso ajustamos los modelos {OD} y {ODP}. Los resultados en términos de la bondad de ajuste de los modelos se presentan en el Cuadro 3.4.

En primer lugar, veamos las diferencias entre los países latinoamericanos. Con respecto al modelo {OD}, el modelo UNIDIFF {ODP} introduce mejoras significativas en la bondad de ajuste en todos los parámetros de comparación. Hay por tanto evidencia estadística para rechazar la hipótesis de fluidez constante. En otras palabras, la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos de clase varía entre los cinco países.

¹³ Para construir estas tablas resumen, ajustamos los tamaños de muestra de cada país a mil casos, de modo que el peso de cada país es el mismo en la tabla resumen. Se neutralizan así las diferencias entre países en los tamaños de muestra. Cabe señalar que realizamos un ejercicio similar sin realizar tal ajuste en el tamaño de muestra, con resultados que no difieren sustantivamente de los aquí reportados.

CUADRO 3.4
BONDAD DE AJUSTE DE MODELOS CNSF Y UNIDIFF PARA LA ASOCIACIÓN
ENTRE ORÍGENES Y DESTINOS DE CLASE ENTRE LOS VARONES

	N	GRADOS DE LIBERTAD	G ² (DEVIANZA)	BIC	ÍNDICE DE DISIMILI- TUD(%)
A) CINCO PAÍSES LATINOAMERICANOS					
{OD} (Fluidez constante)	13,756	144	435.2	-937.0	5.8
{ODP} UNIDIFF	13,756	140	370.6	-963.5	5.2
B) CONJUNTO AL VS. CONJUNTO EUROPA					
{OD} (Fluidez constante)	84,614	36	275.9	-132.5	1.5
{ODP} UNIDIFF	84,614	35	270.4	-126.7	1.5
C) 5 PAÍSES LATINOAMERICANOS + 11 PAÍSES EUROPEOS					
{OD} (Fluidez constante)	84,614	540	2,009.9	-4,116.8	4.8
{ODP} UNIDIFF	84,614	525	1,657.5	-4,299.1	4.3

Fuente: Estimaciones propias.

Sin embargo, al comparar en la segunda serie de modelos el conjunto de países latinoamericanos frente al conjunto de países europeos, el modelo {OD} prevalece sobre el modelo {ODP}. No se aprecian mejoras importantes en el ID, el BIC aumenta, y si bien hay una reducción estadísticamente significativa de la devianza, la magnitud del cambio es muy pequeña si se considera el elevado tamaño de muestra (n=84,614). En otras palabras, los modelos agregados indican que el conjunto de países latinoamericanos no difiere significativamente en sus niveles de fluidez con respecto al «promedio» europeo.

No obstante, es importante tener en cuenta que en la prime-

ra serie de modelos detectamos diferencias importantes entre los países latinoamericanos. En este sentido, estimar un promedio para el conjunto latinoamericano puede llevar a resultados imprecisos, en tanto es posible que algunos países de la región se separen significativamente sea del resto de países latinoamericanos como del promedio europeo. De manera similar, sabemos que los niveles de fluidez en los países europeos tampoco son homogéneos (Erikson y Goldthorpe 1992, Breen y Luijckx 2004). Intentar identificar un patrón europeo homogéneo tiene poco valor heurístico más allá de una primera aproximación general.

Por lo anterior y al tomar cada país por separado, es importante analizar si existen niveles de fluidez social diferentes a escala de cada país, tal y como lo hacemos en la tercera serie de modelos. Las diferencias nacionales emergen nuevamente en estos modelos. El modelo {ODP} mejora significativamente todas las medidas de bondad de ajuste con respecto al modelo {OD}.

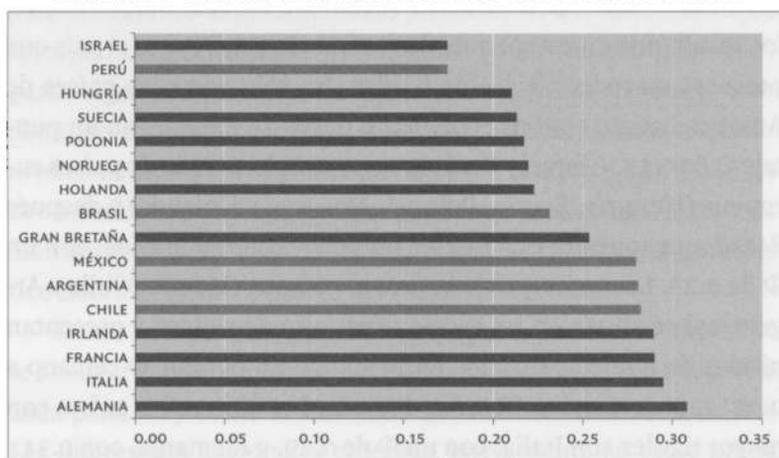
En resumen, los resultados de los modelos del Cuadro 3.4 nos indican que: a) los países latinoamericanos tienen diferencias significativas entre sí en sus niveles de fluidez social; b) tomados en conjunto, no difieren del conjunto de países europeos en sus niveles de fluidez social; y c) existen, sin embargo, diferencias individuales importantes tanto entre los países latinoamericanos como los europeos. Por ello, establecer si existe o no una tendencia a la mayor o menor fluidez entre ciertos países de la región latinoamericana con respecto a las sociedades de mayor industrialización no es tarea sencilla.

Para profundizar en esta última cuestión, es necesario comparar los niveles de fluidez social país por país. Con este fin utilizamos los puntajes Φ estandarizados derivados de la tercera serie

de modelos UNIDIFF (Gráfica 3.3). Un mayor valor en este índice nos indica una mayor asociación entre orígenes y destinos de clase; a saber, una menor fluidez social. De manera sorprendente, los resultados muestran que, después de Israel, Perú es el país que presenta mayores niveles de fluidez, no sólo entre los países de América Latina, sino en el conjunto de los 16 países, con un puntaje Φ de 0.17. A Israel y Perú sigue un conglomerado de países europeos (Hungría, Suecia, Polonia, Noruega y Holanda) y después Brasil, que muestra una fluidez un poco menor que ellos, con un Φ de 0.23. Los otros países latinoamericanos (México, Chile y Argentina) se sitúan en un escalón más alto de rigidez y presentan niveles de fluidez parecidos entre sí, con un puntaje Φ cercano a 0.28, apenas menor a Irlanda y Francia. Por último, los países con mayor rigidez son Italia, con un Φ de 0.29, y Alemania, con 0.31.

Estos resultados desafían cualquier interpretación simple. Por un lado, revelan que la intensidad de la asociación neta entre orígenes y destinos de clase varía entre los cinco países de América Latina, pero el ordenamiento es inesperado si atendemos a la hipótesis de que la fluidez social se asocia positivamente con los niveles de desigualdad y desarrollo económico de los países. Los mayores niveles de fluidez social en Perú son un desafío explicativo dados sus altos niveles de desigualdad y de pobreza, así como el hecho, ya analizado en secciones previas, de que su estructura de clases aún se carga de manera muy sensible hacia las clases agrícolas. También es difícil explicar que México comparta niveles de fluidez con los países del Cono Sur.

GRÁFICA 3.3. FLUIDEZ SOCIAL EN LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE EN CINCO PAÍSES DE AMÉRICA LATINA Y ONCE PAÍSES DE EUROPA. PUNTAJES Φ ESTANDARIZADOS DE MODELOS LOG-LINEALES UNIDIFF



Fuente: Estimaciones propias a partir de las encuestas nacionales y los datos proporcionados por Breen y Luijkx para Europa (en la década de los noventa).

Por otra parte, se sostienen los hallazgos previos de Torche y Ribeiro: los resultados muestran que los países de América Latina no presentan niveles de fluidez social dispares a los de las naciones más industrializadas. En el ordenamiento general de la Gráfica 3.3, los países de América Latina se intercalan con los europeos. México, Chile y Argentina presentan niveles de fluidez similares a los de Irlanda y Francia, menores a los de los países escandinavos y de Europa del Este, y mayores a los de Alemania e Italia. En este sentido, Brasil y Chile no parecen ser excepciones nacionales en una América Latina con baja fluidez social, sino ejemplos de un patrón común de estratificación social latinoamericano que com-

bina altos niveles de desigualdad distributiva con una fluidez social relativamente alta en su estructura de clases.

3.5 EL PATRÓN DE ASOCIACIÓN ENTRE LOS VARONES: DOS MODELOS DE FLUIDEZ SOCIAL

Un resultado importante de la sección previa es que no parece existir un «estándar latinoamericano» en los niveles de fluidez social. Sin embargo, las discrepancias en la magnitud neta de la asociación entre orígenes y destinos de clase pueden ocultar similitudes de forma en el patrón de asociación. En otras palabras; aunque con variaciones en la intensidad, es posible que haya convergencia entre países en las tendencias generales que modulan la herencia y la propensión a la movilidad social. Así, por ejemplo, puede ser que la fuerza de la herencia difiera en cada país, pero que todos compartan un patrón común de mayor herencia en las clases extremas y menor herencia en las intermedias.

Como ya señalamos, en los siguientes capítulos los autores profundizan en el análisis del patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase en cada país. Aquí no pretendemos hacer lo mismo, sino identificar elementos de corte general. En relación con el patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase, la pregunta principal que orienta el análisis es si en los países de América Latina predomina un patrón estrictamente jerárquico de movilidad o es necesario incorporar otros efectos más específicos de corte relacional que no se rigen por ese patrón.

El predominio de un patrón estrictamente jerárquico implicaría que la movilidad relativa se determinaría por las distancias jerárquicas que separan a las clases sociales, mismas que pueden

resumirse en una o varias escalas o índices (Hauser 1984, Ganzeboom et al. 1989, Hout y Hauser 1992). Uno de los modelos más utilizados para identificar ese patrón jerárquico es el modelo log-multiplicativo «RC II», propuesto inicialmente por Goodman (1979, 1986). Este modelo no requiere establecer un orden jerárquico *a priori* de las clases sociales; es el propio modelo el que genera tal orden y calcula las distancias que mejor ajustan a los datos. Por lo tanto, es el modelo mismo el que deriva una escala que define la «distancia social» entre las clases en términos de la frecuencia relativa de la movilidad social entre ellas.

En contraste con un patrón estrictamente jerárquico, un patrón con efectos relacionales implicaría que la propensión a la movilidad entre las clases se determinaría no sólo por las distancias jerárquicas, sino también por criterios de proximidad asociados al tipo de relaciones sociales que subyacen a la pertenencia a cada clase y las relaciones entre ellas. La propuesta más generalizada de un modelo de este tipo es el CASMIN, desarrollado por Erikson y Goldthorpe y ya discutido en el capítulo anterior. El modelo CASMIN, además de los efectos de jerarquía, identifica los de herencia, de sector y de afinidad, mismos que se introducen como «capas» de coeficientes en la regresión log-lineal.

En la investigación comparativa internacional sobre movilidad social, ambos tipos de aproximaciones tienen sus partidarios. Hay un fuerte debate sobre cuál de ellos es el más adecuado para dar cuenta de la fluidez social en las sociedades contemporáneas (industrializadas). La evidencia empírica que «pone a competir» ambos modelos no ha sido concluyente (Hout y DiPrete 2006).¹⁴

14 Lo cual, por otra parte, es un buen ejemplo de cómo los mismos datos se

Así, vale la pena preguntarse qué nos dicen los datos de América Latina al respecto.

En el Cuadro 3.5 presentamos las medidas de bondad de ajuste de los modelos para las tablas de movilidad de varones. Hemos ajustado dos versiones del modelo RC II. La primera versión (RC II homogéneo + cuasi-independencia) incorpora términos individuales para cada una de las celdas de la diagonal principal de la tabla. Los efectos de la herencia se encuentran completamente ajustados en la estimación de los puntajes jerárquicos asociados con cada clase. La segunda versión (RC II homogéneo + herencia) es similar a la anterior, pero en lugar de introducir parámetros para cada celda de la diagonal, incorpora sólo los tres parámetros de herencia sugeridos por Erikson y Goldthorpe para el modelo CASMIN. Así pues, este modelo y el CASMIN difieren entre sí sólo en la forma en la que dan cuenta de la movilidad y no en cómo modelan la herencia.

El índice de disimilitud (ID) para el modelo RC II con cuasi-independencia es sustancialmente menor al de los otros dos modelos en todos los países.¹⁵ Esto nos sugiere que un modelo apropiado para caracterizar la fluidez social de los países de América Latina podría restringirse a dos factores; uno que da cuenta de la intensidad específica de la herencia en cada clase y otro que explica la movilidad entre clase en función de las distancias jerárquicas entre ellas.

pueden ajustar de manera satisfactoria a dos modelos teóricos diferentes.

15 Recordemos que un valor menor del ID indica una mejor bondad de ajuste en el modelo. El índice refleja el porcentaje de casos en los que el modelo falla al asignar adecuadamente a la tabla de movilidad en relación con los valores observados.

No obstante lo anterior, los resultados de este modelo son menos alentadores si consideramos el BIC, una medida que premia la parsimonia de los modelos. En efecto, el modelo 1 presenta un ID sustantivamente más bajo. Sin embargo, estas mejoras se obtienen con el costo de la inclusión de un número mayor de coeficientes con respecto a los modelos 2 y 3. Así, cuando colocamos en la balanza las mejoras en la predicción y el número de coeficientes utilizados, el BIC arroja un diagnóstico negativo con respecto a los otros dos modelos.

La segunda versión del modelo RC II (RC II + herencia) reduce el número de parámetros incluidos en la diagonal de la tabla de siete parámetros (uno para cada celda) a tres (los tres parámetros del modelo CASMIN). Como era de esperarse, se presentan pérdidas sustantivas en el ID. Esto nos sugiere que al simplificar los efectos de herencia a tres coeficientes (como lo postula el modelo CASMIN), perdemos capacidad para predecir los resultados de la tabla. Sin embargo, el BIC mejora con respecto al modelo 1 en casi todos los países (la excepción es Brasil, en donde el cambio en el BIC es marginal).

El modelo 2 también nos permite comparar directamente con el modelo CASMIN. El índice de disimilitud de los modelos 2 y 3 tiene magnitudes parecidas en Argentina, México y Perú. En cambio, el modelo CASMIN ajusta los datos observados con un poco más de precisión en Chile y en Brasil. Por su parte, el BIC es significativamente menor para el modelo RC II en Chile, y ligeramente menor en Argentina y Perú, aunque en estos dos últimos países la diferencia con el modelo CASMIN no es importante desde un punto de vista sustantivo. En contraste, en México y Brasil el BIC aporta fuerte evidencia en favor del modelo CASMIN.

CUADRO 3.5

BONDAD DE AJUSTE DE LOS MODELOS RC II Y CASMIN EN CADA PAÍS, VARONES

1. MODELO RC II HOMOGÉNEO + CUASI-INDEPENDENCIA*					
	N	G ² (DEVIANZA)	GRADOS DE LIBERTAD	BIC	ÍNDICE DE DISI- MILITUD (%)
Argentina	3320	53.4	23	-133.0	3.0
Brasil	2631	28.6	23	-152.5	2.6
Chile	1777	65.6	23	-106.5	5.4
México	3938	148.3	23	-42.1	5.4
Perú	2090	58.6	23	-117.2	4.2
2. MODELO RC II HOMOGÉNEO + HERENCIA**					
	N	G ² (DEVIANZA)	GRADOS DE LIBERTAD	BIC	ÍNDICE DE DISI- MILITUD (%)
Argentina	3320	58.5	27	-160.4	3.8
Brasil	2631	58.5	27	-154.1	4.3
Chile	1777	88.2	27	-113.9	7.5
México	3938	158.0	27	-65.5	6.1
Perú	2090	71.3	27	-135.1	5.2
3. MODELO CASMIN					
	N	G ² (DEVIANZA)	GRADOS DE LIBERTAD	BIC	ÍNDICE DE DISI- MILITUD (%)
Argentina	3320	67.8	28	-159.2	4.1
Brasil	2631	43.3	28	-177.2	3.5
Chile	1777	103.3	28	-106.3	7.0
México	3938	132.3	28	-99.5	5.9
Perú	2090	81.5	28	-132.6	5.2

* Incluye parámetros de herencia individuales para cada celda de la diagonal principal

** Incluye los parámetros de herencia del modelo CASMIN.

Fuente: Estimaciones propias.

En resumen y al contrastar las medidas de bondad de ajuste de los tres modelos, se obtienen resultados mixtos. La evidencia no se inclina claramente hacia un patrón de fluidez social estrictamente jerárquico o hacia otro que incorpore efectos relacionales adicionales, como el modelo CASMIN. En términos generales, el patrón estrictamente jerárquico, con o sin herencia restringida, ajusta tan bien los datos como el modelo CASMIN. Parecería seguro concluir entonces que en América Latina, la fluidez social para los varones se determina por las barreras jerárquicas entre las clases.¹⁶ Además, se debe considerar que, como hemos visto al describir los modelos en el capítulo metodológico, el modelo CASMIN incluye un componente de efectos jerárquicos. Su bondad de ajuste se debe en gran medida a esos efectos jerárquicos.¹⁷

3.6 DISTANCIAS JERÁRQUICAS EN LA FLUIDEZ SOCIAL

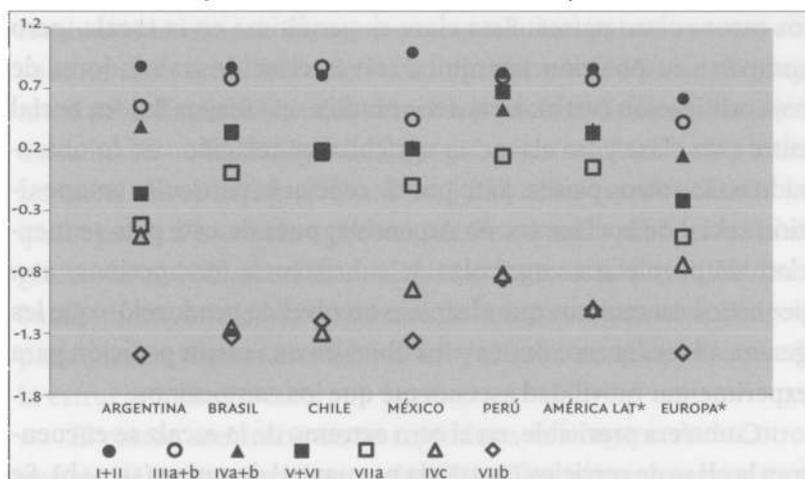
Los puntajes del modelo RC II (Gráfica 3.4) nos permiten comparar el ordenamiento jerárquico entre las clases sociales en cada

16 Esta conclusión se fortalece en los análisis específicos para los casos argentino, chileno y mexicano presentados en este libro. También coincide con estudios previos como el de Torche (2005) para Chile.

17 Adicionalmente, como lo señalan Hout y Hauser (1992), el modelo CASMIN podría subestimar los efectos jerárquicos en relación con los efectos de sector y de herencia. Esto se debe a que: a) los coeficientes de jerarquía (JE1 y JE2, ver sección metodológica) agregan clases con distintas posiciones jerárquicas, b) puede fallar al especificar la posición jerárquica de los grupos de clases, y c) adopta una especificación débil de los efectos jerárquicos.

país. Recordemos que las distancias entre las clases en el puntaje RC II son un indicador de qué tan frecuente es la movilidad relativa entre ellas. En la gráfica, esa distancia se representa por la brecha vertical que separa a cada clase de las otras. De esta forma, si dos clases aparecen muy cercanas entre sí, es indicio de una mayor fluidez social entre ellas; una separación amplia indica menor fluidez y, por tanto, una mayor distancia social.

GRÁFICA 3.4
PUNTAJES DEL MODELO RCII + HERENCIA, HOMBRES



* Puntajes obtenidos a partir de tablas agregadas para los cinco países de América Latina y los once países europeos, ajustando el tamaño de muestra en 1,000 casos para cada país.

Fuente: estimaciones propias.

En los cinco países, las clases agrícolas se encuentran en el extremo inferior de la escala. En Brasil, Chile, y Perú este lugar se comparte prácticamente sin diferencias por la clase de peque-

ños propietarios agrícolas (IVc) y la de trabajadores asalariados agrícolas (VIIb). En otras palabras, en estos países la condición de independiente o asalariado agrícola no se asocia con diferencias jerárquicas, al menos en lo que respecta a sus oportunidades relativas de movilidad social. En México, la distancia entre las clases IVc y VIIb es mayor, aunque la clase de pequeños propietarios agrícolas ocupa aún una posición jerárquica muy inferior a la del resto de las clases no agrícolas.

Por su parte, la clase de pequeños propietarios agrícolas en Argentina muestra un comportamiento atípico en comparación con los otros cuatro países. Esta clase es penúltima en la escala, pero comparte su posición jerárquica con la clase de trabajadores de baja calificación (VIIb). Lo anterior indica una mayor fluidez social entre esta clase y las clases no agrícolas en relación con lo observado en los otros países. Esto podría reflejar la particular composición social de la clase IVc en Argentina, pues en este país se mezclan los propietarios agrícolas de subsistencia (campesinos) con pequeños estancieros que alcanzan un nivel de producción que les genera afluencia económica y los ubica en una mejor posición para experimentar movilidad ascendente que los campesinos.

Como era previsible, en el otro extremo de la escala se encuentran la clase de servicios (I+II) y la no manual de rutina (IIIa+b). Se trata de las dos clases que típicamente se consideran como las de mayor jerarquía; y son, en efecto, las más distantes en términos de las oportunidades relativas de acceso a ellas a través de la movilidad intergeneracional. Sin embargo, lo que varía sustancialmente entre países es la distancia relativa entre estas dos clases. En Chile y Perú las distancias son relativamente pequeñas, lo cual sugiere fuertes vasos comunicantes que alimentan la movilidad relativa entre el

trabajo no manual de rutina y las posiciones de mayor jerarquía. El caso de Chile llama particularmente la atención: estudios previos como el de Torche (2005) han sugerido que el rasgo central de la rigidez en este país son las barreras jerárquicas para el acceso a la clase de servicios. Bajo la especificación aquí propuesta, la mayor barrera a la movilidad ascendente a la cima no estaría en el acceso a la clase de servicios, sino en la frontera que separa a las ocupaciones no manuales de rutina (IIIa+b) del resto de las clases.

En cambio, Argentina, y en especial México, presentan una mayor distancia social entre las clases I+II y IIIa+b. Este patrón revela la existencia de fuertes barreras relativas para el ascenso a la cumbre de la estratificación social. En el caso de México, la magnitud de la distancia relativa entre la clase de servicios y no manual de rutina es incluso mayor a la que existe entre esta última y todas las otras clases no agrícolas. Esto, junto a las amplias distancias que separan a las clases agrícolas, es síntoma inequívoco de un régimen de movilidad social en el que las barreras a la movilidad son bastante mayores en los extremos de la estructura social; es decir, para quienes desean ascender desde la base o acceder a la cima de la estructura de clases.

El patrón mexicano no se reproduce en ninguno de los otros países. De hecho, podríamos clasificar a los países con base en si siguen o no un patrón gradual de ordenamiento entre las clases o, por el contrario, si agrupan a las clases en «conglomerados» con jerarquías similares. Como señalamos, México sigue un patrón de conglomerados *sui generis*. Chile y Brasil son ejemplos de conglomerados parecidos, con un grupo superior integrado por I+II y IIIa+b, un grupo intermedio en el que están el resto de las clases no agrícolas, y un grupo inferior en el que se sitúan las clases no agrícolas.

Perú también se ordena en tres conglomerados, pero con grupos diferentes: en primer lugar, hay uno superior muy amplio en el que se dificulta diferenciar a la mayor parte de las clases no agrícolas.¹⁸ La formación de este conglomerado nos indica que existe una alta fluidez entre las clases que lo integran —incluida la de servicios, que como hemos visto, es menos permeable en todos los otros países. En segundo lugar, un «conglomerado» de una sola clase, los trabajadores no calificados (VIIc), con una posición jerárquica claramente inferior a la de las otras clases no agrícolas. Por último y como ya especificamos, las dos clases agrícolas, en un plano inferior y sin diferencias sustantivas entre ellas.

Finalmente, Argentina presenta el patrón de distancias más escalonado, con una jerarquía que se apega completamente al orden establecido originalmente en este proyecto. En éste destacan las clases extremas por su distancia del resto, pero al mismo tiempo se observa una distancia jerárquica importante entre la clase de pequeños propietarios no agrícolas (Iva+b) y de trabajadores manuales calificados (V+VI); a su vez entre estos últimos y los trabajadores no calificados (VIIa).

Hasta aquí hemos revisado el patrón específico que siguen las jerarquías entre las clases en cada uno de los países latinoamericanos. Pero ¿hasta qué punto las características observadas en América Latina se asemejan a las de los países con mayor industrialización? Para responder debemos situarnos en un mayor nivel de abstracción, y hemos de dejar en segundo plano las diferencias

18 Aunque Iva+b se ubica un poco distante de las otras clases.

nacionales para concentrarnos en los elementos comunes del patrón latinoamericano. Con este fin, construimos una nueva tabla de movilidad intergeneracional para la suma de los países latinoamericanos y ajustamos nuevamente el modelo RC II.¹⁹ Realizamos un ejercicio similar para las tablas de los once países analizados por Breen y Luijckx (2004).

La comparación de los puntajes (últimos dos columnas en la Gráfica 3.4) revela diferencias sustantivas entre América Latina y Europa. El promedio latinoamericano reproduce el patrón de «conglomerados» observado en varios de los países, con un grupo de jerarquía superior integrado por I+II y IIIa+b, un segundo grupo integrado por IVa+b y v+VI, un tercer «escalón» en el que se sitúa la clase de trabajadores manuales de baja calificación (VIIa) y, finalmente, una distancia mucho mayor, indicativa de una amplia brecha social, con las clases agrícolas (IVc y VIIb). En cambio, los países europeos presentan un patrón más escalonado, casi equidistante, entre las clases I+II y IVc, al que sólo escapa la clase de asalariados agrícolas (VIIb), que al igual que en América Latina, es la que se encuentra a una distancia mayor del resto de las clases.

En síntesis, nuestro análisis indica, en primer lugar, que los cinco países comparten un orden jerárquico en su estructura de clases. Este orden, como era previsible, ubica a las clases agrícolas en un extremo y a las clases de servicios y no manuales de rutina en el otro. Segundo, hay variaciones importantes en-

19 En esta tabla se ajustó la muestra de cada país a mil casos, de manera que cada uno tiene un peso similar en la estimación de los puntajes RC II.

tre los países en las distancias jerárquicas entre las clases. En algunos casos, estas variaciones podrían explicarse por particularidades específicas de la estructura de clases de cada país, aunque para desarrollar adecuadamente estas explicaciones es necesario profundizar en trabajos posteriores. Tercero, en contraste con las amplias distancias en los extremos, las brechas entre las clases intermedias son menores en los países latinoamericanos que en el conjunto de los países europeos. Esto sugiere que, si comparamos, en los países latinoamericanos existe mayor circulación entre las clases intermedias, pero mayores barreras para ingresar y salir de ellas; es decir, es más complejo abandonar las clases agrícolas e ingresar a la clase no manual de rutina y de servicios. En este sentido, en términos de magnitud, el patrón de fluidez social en América Latina es parecido al europeo, pero se distingue claramente de este último por presentar una mayor polarización jerárquica entre las clases intermedias y las clases extremas.

3.7 GÉNERO Y FLUIDEZ SOCIAL

En esta última sección, volvemos a la movilidad femenina con un análisis exploratorio que compara el nivel y el patrón de fluidez social de las mujeres con el de los varones en cada país. La revisión de la movilidad absoluta de la sección 3.3 nos ofrece algunos indicios de las semejanzas y diferencias por sexo en la movilidad de clase. Hemos visto que la movilidad absoluta es alta para ambos sexos, e incluso ligeramente superior para las mujeres. Sin embargo, el patrón de destinos de las mujeres presenta ciertas particularidades; entre ellas destaca una menor inserción en las clases ma-

nuales y agrícolas, así como una mayor concentración en la clase no manual de rutina.

Resulta muy probable que estas diferencias se asocien con la segregación ocupacional por género, que impone un patrón de destinos diferente para varones y mujeres. Sin embargo, cabe preguntarse si las discrepancias se asocian sólo con la segregación ocupacional, o si hay otros rasgos intrínsecos al patrón de fluidez social de las mujeres. En otras palabras, si neutralizamos los efectos de la segregación ocupacional por género en la estructura de destinos de las mujeres, ¿emerge un patrón de fluidez social similar al de los varones? O, por el contrario, ¿prevalecen rasgos específicos que distinguen a las mujeres de los varones?

Para responder lo anterior utilizamos modelos log-lineales que comparan directamente la fluidez social de ambos sexos. La pregunta que nos formulamos se relaciona con la magnitud de la fluidez social. En otras palabras, nos interesa saber si, una vez controladas las diferencias en las distribuciones marginales de la tabla, la intensidad neta de la asociación entre orígenes y destinos de clase es diferente para hombres y mujeres. Para ello ajustamos nuevamente un modelo {OD} que postula implícitamente que la asociación entre orígenes y destinos es de la misma magnitud para ambos sexos. Después los contrastamos con un modelo alternativo UNIDIFF {ODS}; en éste se introduce una interacción con el sexo (S).

En la Gráfica 3.5 presentamos los resultados del modelo.²⁰ He-

20 Cabe recordar que en la distribución de destinos para las mujeres, las clases agrícolas (IVc y VIIb) son prácticamente inexistentes (ver Cuadro 3.1). Para evitar los problemas metodológicos asociados con

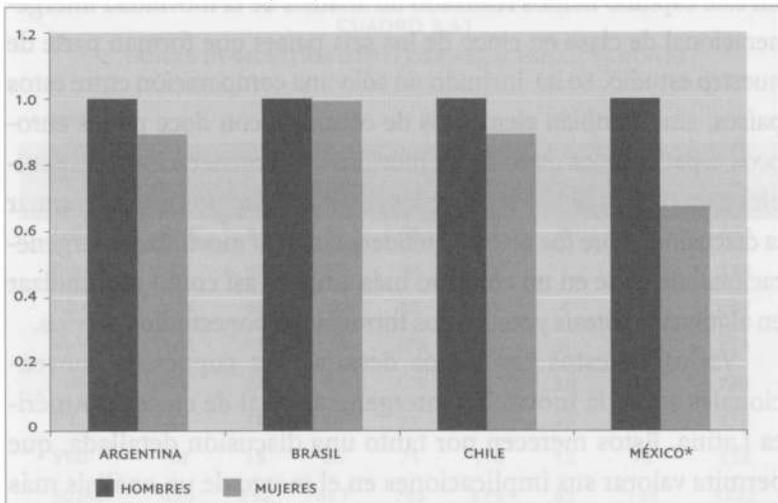
mos estandarizado los parámetros Φ para que la magnitud de la asociación entre los varones sea el referente en cada país (de ahí que su valor sea igual a uno). De este modo, si las mujeres presentan un puntaje menor al de los varones, es indicio de que en ese país la asociación entre orígenes y destinos es más débil. Se observa que, con excepción de Brasil, en donde los puntajes para varones y mujeres son prácticamente idénticos, las mujeres presentan puntajes inferiores a los varones. Sin embargo, si se toma en cuenta la significación estadística, los resultados sólo se verifican en el caso de México, en donde la asociación neta entre la clase de padres e hijas es aproximadamente un tercio menor a la observada entre padres e hijos.

Sería aventurado interpretar estos resultados como un indicador de que en México las mujeres tienen condiciones más favorables para la movilidad social intergeneracional que los varones. Cabe recordar que México es el país que presenta menor participación laboral femenina, con tasas que son casi la mitad de las observadas entre los varones. Resulta, pues, probable que las mujeres incluidas en la tabla de movilidad (todas ellas ocupadas al momento de la encuesta) presenten características de mayor selectividad positiva con respecto a los otros tres países en términos de sus características laborales. Lo anterior propiciaría que las tasas observadas de movilidad fueran mayores, pero a costa de mantener a un número más alto de mujeres fuera del mercado de trabajo.

tener un alto número de celdas vacías en la tabla de movilidad social, agrupamos las clases agrícolas en una sola categoría. Así, al ajustar los modelos log-lineales utilizamos tablas de seis por seis clases y no las originales de siete clases.

GRÁFICA 3.5

PUNTAJES Φ ESTANDARIZADOS DEL MODELO DE DIFERENCIAS UNIFORMES
(UNIDIFF), MUJERES VS. HOMBRES, POR PAÍS



* Diferencias estadísticamente significativas, $p < 0.05$.

Por último, también debe considerarse que, en ciertas clases, una menor asociación entre orígenes y destinos de clase podría ser un indicador no de mejores condiciones para la movilidad intergeneracional, sino de condiciones desventajosas para la herencia de las hijas con respecto a los hijos. En este sentido, nuestros resultados no hacen más que confirmar la necesidad de profundizar en estudios posteriores de la movilidad de clase de las mujeres. Éstos deben incorporar aspectos específicos de las relaciones de género en cada país al análisis comparativo; sólo así será posible profundizar en la interpretación de los resultados.

3.8 COMENTARIOS FINALES

En este capítulo hemos realizado un análisis de la movilidad intergeneracional de clase en cinco de los seis países que forman parte de nuestro estudio. Se ha incluido no sólo una comparación entre estos países, sino también elementos de contraste con doce países europeos, a partir de los datos sobre movilidad intergeneracional disponibles para finales de la década de los noventa. Esto nos permitió situar la discusión sobre los niveles y tendencias en la movilidad intergeneracional de clase en un contexto más amplio, así como profundizar en algunas hipótesis y resultados formulados por estudios previos.

Varios de estos resultados desafían los supuestos convencionales sobre la movilidad intergeneracional de clase en América Latina. Éstos merecen por tanto una discusión detallada, que permita valorar sus implicaciones en el marco de un análisis más amplio de los procesos de cambio estructural y las oportunidades de movilidad social en la región. Pero antes de avanzar en esta discusión, debemos considerar los resultados de los análisis específicos realizados para cada país. Estos resultados se presentan en los siguientes seis capítulos. Una vez concluidos los capítulos nacionales, retomaremos los principales resultados de este trabajo comparativo en las conclusiones finales, así como sus implicaciones y posibles avenidas futuras de investigación.



ANEXO

CUADRO 3.A1
TABLAS DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL, VARONES

ARGENTINA

ORÍGENES (PADRES)	DESTINOS (HIJOS)							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	218	54	71	55	46	6	3	453
IIIa+b	67	43	30	44	32	1	1	218
IVa+b	101	68	147	86	72	4	9	487
V+VI	107	79	114	273	218	8	14	813
VIIa	82	72	91	179	332	10	19	785
IVc	27	18	48	37	69	26	13	238
VIIb	18	18	20	71	110	12	79	328
TOTAL	620	352	521	745	879	67	138	3322

BRASIL

ORÍGENES (PADRES)	DESTINOS (HIJOS)							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	142	33	47	74	21	6	1	324
IIIa+b	22	9	11	22	13	1	1	79
IVa+b	47	18	51	68	33	5	1	223
V+VI	122	70	103	217	110	9	2	633
VIIa	54	28	51	111	112	3	5	364
IVc	16	7	21	26	17	25	6	118
VIIb	64	33	114	208	213	207	53	892
TOTAL	467	198	398	726	519	256	69	2633

CHILE

ORÍGENES (PADRES)	DESTINOS (HIJOS)							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	97	20	14	11	22	2	3	169
IIIa+b	36	33	11	30	24	1	1	136
IVa+b	49	20	48	43	29	1	14	204
V+VI	77	48	45	136	78	6	12	402
VIIa	52	70	40	101	183	8	12	466
IVc	16	7	23	27	24	42	30	169
VIIb	15	5	8	52	43	41	69	233
TOTAL	342	203	189	400	403	101	141	1779

MÉXICO

ORÍGENES (PADRES)	DESTINOS (HIJOS)							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	140	25	11	29	11	4	6	226
IIIa+b	62	38	19	32	44	1	9	205
IVa+b	178	87	193	91	169	1	3	722
V+VI	73	55	55	125	132	2	17	459
VIIa	135	127	142	191	386	14	29	1024
IVc	80	56	122	89	236	189	94	866
VIIb	23	36	49	45	112	34	138	437
TOTAL	691	424	591	602	1090	245	296	3939

PERÚ

ORÍGENES (PADRES)	DESTINOS (HIJOS)							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	49	8	4	29	20	4	2	116
IIIa+b	5	7	6	9	18	5	1	51
IVa+b	40	18	31	39	28	11	5	172
V+VI	40	15	33	33	24	9	3	157
VIIa	45	19	14	49	85	34	10	256
IVc	98	25	73	98	188	534	51	1067
VIIb	16	13	19	34	60	109	21	272
TOTAL	293	105	180	291	423	706	93	2091

Fuente: Tablas elaboradas por los autores a partir de datos nacionales (ver Cuadro 2.3).

CUADRO 3.A2
TABLAS DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL, MUJERES

ARGENTINA

ORÍGENES (PADRES)	DESTINOS (HIJAS)						TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+ VIIb	
I+II	189	60	38	15	24	1	327
IIIa+b	81	39	16	6	41	1	184
IVa+b	139	69	33	19	70	7	337
V+VI	125	120	59	47	151	2	504
VIIa	63	93	53	55	226	2	492
IVc+ VIIb	42	39	51	28	150	17	327
TOTAL	639	420	250	170	662	30	2171

BRASIL

ORÍGENES (PADRES)	DESTINOS (HIJAS)						TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+ VIIb	
I+II	113	51	35	28	35	3	265
IIIa+b	20	12	14	11	11	0	68
IVa+b	50	42	30	32	45	1	200
V+VI	103	107	75	105	113	6	509
VIIa	42	49	51	38	109	4	293
IVc+ VIIb	59	74	106	126	278	135	778
TOTAL	387	335	311	340	591	149	2113

CHILE

ORÍGENES (PADRES)	DESTINOS (HIJAS)						TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+ VIIb	
I+II	48	16	26	0	9	0	99
IIIa+b	14	30	4	7	27	0	82
IVa+b	40	44	15	14	16	1	130
V+VI	49	51	26	18	65	4	213
VIIa	53	84	43	15	104	6	305
IVc+ VIIb	15	38	18	26	87	40	224
TOTAL	219	263	132	80	308	51	1053

MÉXICO

ORÍGENES (PADRES)	DESTINOS (HIJAS)						TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc+ VIIb	
I+II	50	34	20	2	21	0	127
IIIa+b	19	48	9	5	43	0	124
IVa+b	98	111	70	27	42	1	349
V+VI	29	62	28	11	46	5	181
VIIa	79	121	73	39	143	1	456
IVc+ VIIb	76	83	101	38	164	33	495
TOTAL	351	459	301	122	459	40	1732

Fuente: Tablas elaboradas por los autores a partir de datos nacionales (ver Cuadro 2.3).

CAPÍTULO 4
**MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE
EN ARGENTINA, 2003-2010 ***

Jorge Raúl Jorrat y Gabriela Benza

4.1 INTRODUCCIÓN

En este trabajo exploramos diversos aspectos de la movilidad social intergeneracional en la Argentina de principios del siglo XXI y, más específicamente, la movilidad de clase. Al considerar la clase como unidad de análisis, el trabajo se ubica en una amplia tradición de estudios sociológicos sobre la movilidad. En efecto y a diferencia de otros enfoques —como el que predomina en la economía, preocupada por la transmisión de la riqueza o de los ingresos—, en la sociología, el estudio de la movilidad suele basarse en la asociación entre la clase de origen (usualmente la de los padres) y la de destino (la clase actual del encuestado), naturalmente con diferencias de enfoques entre los autores (ver, entre otros, Esping-Andersen 1993; Wright 1997: Cap. 6; Erikson y Goldthorpe 2002:31; Breen 2004:9-14). Esta aproximación descansa sobre el supuesto de que las clases ocupan un lugar clave en la generación de desigualdades en oportunidades de vida,

* Con la colaboración de Manuel E. Riveiro, del Instituto de Investigaciones Gino Germani, Universidad de Buenos Aires - CONICET.

pues se asocian con distintos «paquetes de recompensas». Entre ellos se incluyen recursos económicos, pero también otros activos valorados socialmente como poder, prestigio, capital cultural, etc. (Grusky 2001:3). Así, esta mirada sobre la movilidad puede enmarcarse dentro de una preocupación más general por la transmisión intergeneracional de las oportunidades de vida. Una alta asociación entre las clases de padres e hijos significa la perpetuación de las ventajas y desventajas sociales, a través de las generaciones.

La tradición de estudios sociológicos sobre movilidad de clase se inició a mediados del siglo pasado en Argentina a partir de las investigaciones seminales de Gino Germani. Estos trabajos corresponden al periodo en donde al país se lo caracterizaba como uno con amplios canales de movilidad social ascendente. Sin embargo, por esos años y durante mucho tiempo, el estudio empírico de la movilidad encontraba restricciones porque sólo se contaba con datos para Buenos Aires y para los jefes de hogar, en su mayoría varones.

Durante la última década, la sociología argentina ha asistido a un renovado interés por la movilidad. Las investigaciones se han favorecido por la disponibilidad de nuevas encuestas específicas, cuya característica es una mirada para todo el país y para ambos sexos. Esto último es destacable pues, como ha sido advertido (Crompton 1993), las desigualdades de clase se encontrarían atravesadas por otros tipos de desigualdad (como las de género o las regionales), que imprimirían un perfil específico a las oportunidades de movilidad.

El análisis que presentamos en las próximas páginas recupera la mirada sobre el total del país, con mujeres y varones por separa-

do. Los datos corresponden a un «pool» de encuestas, compuesto por seis relevamientos realizados entre 2003 y 2010 por uno de los autores de este capítulo (J. R. Jorrat).² Al igual que en los otros capítulos de esta compilación, identificamos las clases en la esfera laboral. Utilizamos para ello una adaptación del esquema de clases CASMIN propuesto por Erikson, Goldthorpe y Portocarrero (1982).³ Nos centramos en las personas económicamente activas entre los 20 y los 64 años de edad.

Una observación final es que, salvo referencias comparativas puntuales a algunos modelos propuestos para los países industrializados, los resultados de este capítulo no se pondrán en contexto con aquéllos de los estudios de movilidad referidos a otros países de industrialización tardía (por ejemplo Ishida y Miwa 2011). La razón es que hay resultados muy parciales y de limitada publicación. Tal tarea será objeto de estudios futuros.

El capítulo se organizó como sigue. En la segunda sección repasamos las transformaciones históricas en la estructura de clases de Argentina, así como los antecedentes acerca de las tendencias en movilidad intergeneracional. En la tercera, examinamos las principales características de la *movilidad absoluta* y exploramos en qué medida hay diferencias entre mujeres y varones. Brinda-

2 Las seis encuestas con las que trabajamos de manera integrada corresponden a los años 2003, 2004, 2005 (dos encuestas), 2007 y 2010. Controles realizados no cuestionaron la conveniencia de esta agregación.

3 Para precisiones sobre el esquema CASMIN y sobre las modificaciones que realizamos a ese esquema remitimos al lector al capítulo metodológico de este libro.

mos además indicios acerca de si hubo o no una reducción de las oportunidades de movilidad —en especial ascendente— a través del tiempo. En la cuarta sección nos detenemos en la *movilidad relativa*. Indagamos cuáles son los rasgos del patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase y, así como en el caso de la movilidad absoluta, las posibles diferencias entre sexos y a través del tiempo. Finalmente, en la última sección resumimos los principales hallazgos del capítulo.

4.2. ESTRUCTURA DE CLASES Y MOVILIDAD A LO LARGO DE LA HISTORIA ARGENTINA

En Argentina, los primeros estudios sociológicos sobre estructura de clases y movilidad social se llevaron a cabo entre fines de la década de 1950 y principios de 1970, bajo el impulso de Gino Germani. Los resultados de las investigaciones llamaron la atención acerca de las particularidades que mostraba el país en el contexto de América Latina (Germani 1962, 1963, 1970 y 1987).

La primera particularidad se refiere al perfil de la estructura de clases. Hacia mediados del siglo xx, Argentina se distinguía de otros países de la región —con la excepción de Uruguay y Chile— por la amplitud de sus clases medias y por tener, entre sus clases trabajadoras, un número elevado de obreros calificados. Lo anterior contrastaba con el volumen relativamente reducido de quienes se desempeñaban en ocupaciones marginales.⁴ A es-

4 En esta parte se usa clases sociales en un sentido laxo, con base en la aproximación histórica de los distintos autores, lo que puede diferir

tos rasgos se sumaban los altos niveles de protección laboral y los menores niveles de pobreza y desigualdad de ingresos. Todas ellas eran expresiones de una sociedad con mayor capacidad de integración social.⁵

Una segunda especificidad señalada por las investigaciones se vincula con la temporalidad histórica de los cambios. La mayoría de las sociedades de la región no experimentaron transformaciones profundas en el perfil y tamaño de sus clases hasta bien entrado el siglo xx, cuando comenzaron a transitar la etapa de industrialización por sustitución de importaciones. En contraste y en la Argentina, esas transformaciones iniciaron con las últimas décadas del siglo xix, en el marco del vertiginoso crecimiento económico, la temprana urbanización y las olas inmigratorias de ultramar que acompañaron al desarrollo del modelo agroexportador.⁶

del enfoque que se usará luego en el análisis de nuestros datos de movilidad intergeneracional.

5 Algunas cifras ilustran lo mencionado. Si hacia 1950 las clases medias (y altas) representaban aproximadamente el 40% de la población de Argentina, esa cifra era de 22% en Costa Rica, 15% en Brasil, 10% en Ecuador y 4% en Honduras (Germani 1962). En 1960, los niveles de pobreza en el país eran de alrededor del 5%, mientras para el promedio de América Latina ese porcentaje ascendía a 50%. Por esa misma época, el coeficiente de Gini de Argentina era de alrededor de 0.41, mientras en países como Brasil y México alcanzaba valores de 0.57 y 0.54, respectivamente (Altimir y Beccaria 1999). A estas diferencias se sumaba el menor peso del trabajo en el sector primario (22% en 1960, contra 49% para el promedio de la región), y el mayor peso del trabajo en el sector industrial (27% contra 15%), y de los trabajadores asalariados (71% contra 57%) (PREALC 1982).

6 Entre 1877 y 1910 el PIB per cápita de la Argentina creció un 158%.

De acuerdo con Germani, la expansión de la economía durante la etapa agroexportadora propició la multiplicación de nuevas oportunidades laborales, que se concentraron en los centros urbanos vinculados con el modelo económico —en la región pampeana y, en especial, en Buenos Aires. En este marco, los trabajadores que desempeñaban ocupaciones manuales tuvieron un importante incremento, pero mucho mayor fue el crecimiento de aquéllos en ocupaciones consideradas de clase media: pequeños propietarios en la industria y, sobre todo, en el comercio, así como asalariados en ocupaciones no manuales, fundamentalmente de baja calificación (empleados administrativos, secretarías, dependientes de comercio, etc.). Los cálculos de Germani (1970) muestran el cambio que llevó de una sociedad donde los estratos inferiores eran la inmensa mayoría y los estratos medios (y altos) casi insignificantes (89% y 11%, respectivamente), a otra donde este último grupo adquiriría cada vez más presencia. En 1914, en pleno modelo agroexportador, los

Como resultado, el país quedó en una posición muy superior que la de otros países de la región y algo cercana a la de los países desarrollados. En 1910, el PIB per cápita en Argentina era 7.3 y 5.2 veces más alto que el de Brasil y México, y 1.5 y 1.2 veces más reducido que el de Estados Unidos y Gran Bretaña (Cortés Conde 1994, Belini y Korol 2012). Lo notable es que ese crecimiento del PIB per cápita ocurrió en un contexto en el que la población también mostró incrementos muy significativos. Entre 1869 y 1914, como efecto de la oleada inmigratoria, principalmente de origen europeo, llegó a cuadruplicarse. Estas transformaciones vinieron acompañadas de una creciente urbanización: entre 1869 y 1914, el porcentaje de habitantes en centros urbanos pasó de 29% a 53% (Torrado 2003).

estratos medios (y altos) ya constituían 30% de la población del país, porcentaje que se elevaba a 38% en Buenos Aires.⁷

Este contexto de cambio estructural habría favorecido intensos flujos de movilidad ascendente. Así lo indican las estimaciones indirectas de Germani (1963 y 1987) con base en información censal. La velocidad que mostró la expansión de las clases medias condujo a que, necesariamente, el reclutamiento de gran parte de sus miembros fuera entre personas con orígenes en la clase trabajadora y, en particular, entre los inmigrantes europeos de orígenes rurales que recién habían llegado al país.

Las transformaciones en la estructura de clases continuaron durante los años de la industrialización sustitutiva de importaciones, entre la década de 1930 y mediados de 1970, y esto de la mano de la creciente urbanización y la expansión de los sectores industrial y terciario. Aunque en esta etapa el crecimiento de la economía fue muy menor, el proceso de «ajuste hacia arriba» en la estructura de clases no se detuvo, como indican las indagaciones de Germani (1970 y 1987) y Torrado (1992).

Por un lado, las clases medias siguieron mostrando una ten-

7 Estas tendencias fueron interpretadas por Germani como evidencias del tránsito de una sociedad tradicional a otra moderna. Desde su mirada «el esquema 'bipartito' de la sociedad tradicional (un estrato alto de tipo estamental *versus* un estrato 'bajo' compuesto por la mayoría de la población), se sustituye en las áreas centrales por el esquema tripartito (clase alta, media y popular) o si se quiere multipartita, pues la diferenciación entre estratos, especialmente entre las ciudades, se vuelve borrosa y la estructura asume la imagen de una serie continua de posiciones superpuestas en la que la transición de una a otra resulta de difícil percepción» (Germani 2003, p. 223).

dencia expansiva, si bien de forma menos espectacular que la registrada en el periodo previo. Según cálculos de Torrado (1992), entre 1947 y 1980 aumentaron de 41% a 47%. Este crecimiento se aceleró por las ocupaciones asalariadas no manuales: las de menor nivel durante una primera etapa; durante la segunda, el conjunto de las no manuales, lo que incluyó las de un nivel superior como profesionales y técnicas. Por otro lado y dentro de las clases trabajadoras, el crecimiento del sector industrial generó una ampliación de los empleos manuales calificados. Los trabajadores en esos puestos, además, se vieron particularmente favorecidos por la extensión de la regulación laboral y las negociaciones colectivas. Lo anterior llevó a una mejora sustancial de los ingresos y las condiciones laborales de los trabajadores.

En continuidad con lo que sucedía durante el modelo agroexportador, en esta etapa los beneficios del desarrollo económico y social aún se concentraban regionalmente en el área pampeana (en especial en Buenos Aires). Por este motivo, la imagen de una sociedad que sobresalía por la amplitud de sus clases medias y por el peso que dentro de la clase trabajadora tenían los grupos calificados y con acceso a beneficios sociales, no retrataba la situación de todo el país. Esas desigualdades regionales explican los importantes procesos migratorios internos hacia los núcleos urbanos más prósperos, mismos que caracterizaron el periodo.

En estos años, las oportunidades de movilidad ascendente aún eran significativas. En 1960, Germani realizó un relevamiento sobre movilidad social en el Área Metropolitana de Buenos Aires (la Capital Federal más el conurbano bonaerense) que constitu-

yó el primero en su tipo en el país.⁸ En la publicación de sus hallazgos, mostró que el Área Metropolitana tenía un elevado grado de movilidad intergeneracional y, en particular, que los flujos ascendentes desde las clases trabajadoras hacia las clases medias eran similares a los registrados en países desarrollados (Germani 1963). Sin embargo, también mostró que se habían reducido las oportunidades de movilidad para quienes no habían nacido en el área. Si durante el modelo agroexportador los inmigrantes extranjeros pudieron acceder a las clases medias, en la etapa sustitutiva los migrantes internos vieron limitadas esas oportunidades. Por estos años, las posiciones más elevadas quedaron reservadas para los nacidos en el área, favorecidos por sus mayores niveles educativos. Quienes provenían de otras regiones del país se ubicarían, sobre todo, en la clase trabajadora, aunque de todos modos experimentarían procesos de movilidad ascendente —de corta distancia, dentro de la misma clase—, al acceder a las nuevas ocupaciones del sector industrial.

A lo largo del último cuarto del siglo xx, Argentina transitó la crisis del modelo sustitutivo de importaciones y, posteriormente, la emergencia de un nuevo modelo de acumulación que buscó la apertura de la economía a partir de la desregulación de los mercados —aunque sólo lo hizo parcialmente. Las diferentes coyunturas económicas que se sucedieron por esos años se acompañaron de tendencias regresivas en el plano social. Como han mostrado

8 Como era habitual en los trabajos sobre la temática de la época, la encuesta tomó como unidad de análisis a los jefes de hogar (la inmensa mayoría varones), que se presumía eran representativos de la situación de todos sus miembros.

numerosos estudios (Beccaria 2005, Lindenboim 2010; Salvia, Donza y Vera 2009, Sosa Escudero y Petralia 2010), el incremento de la desocupación, el deterioro de las condiciones de trabajo, los mayores niveles de pobreza y de concentración de la riqueza, se encuentran entre los legados más negativos de la última parte del siglo xx. Estas tendencias pusieron punto final al lugar claramente privilegiado que, en materia social, había tenido la sociedad argentina en el contexto de América Latina.

El deterioro de los indicadores laborales y sociales encontró un punto de máxima exacerbación en los años 2001 y 2002, en el marco de la crisis recesiva más profunda de la historia inventariada del país. Desde entonces, se inició una nueva etapa –que se extiende hasta nuestros días– de mayor control de la economía por parte del Estado y de cierto restablecimiento de las políticas industriales de sustitución de importaciones. En este contexto, la economía volvió a mostrar una tendencia expansiva. Ésta no fue ajena al efecto «rebote» post-crisis ni a la coyuntura favorable que experimentó el sector primario exportador.⁹ Al tiempo, se registró una mejora en los indicadores sociales y laborales, sobre todo en términos comparativos a la crítica situación de principios de siglo. La recuperación fue particularmente importante en el plano de la generación de puestos de trabajo y en la consecuente reducción de la desocupación, aunque en los últimos años tal mejora se haya atenuado. En cambio, fue menor en materia de precariedad labo-

9 Y ello producto del incremento extraordinario de los precios de la soja y otros *commodities*. No queda claro que la economía haya experimentado cambios estructurales en lo que refiere a los rasgos y la importancia relativa de los distintos sectores de actividad.

ral, de desigualdad de ingresos y de pobreza, aspectos en los que aún se registran cifras muy preocupantes (Beccaria 2007; Salvia, Comas y Stefani 2010).

La reconstrucción de lo sucedido con la estructura de clases de Argentina a lo largo de las décadas que transcurrieron desde la finalización del modelo sustitutivo de importaciones presenta dificultades debido a restricciones de los datos disponibles. Torrado (1992) afirma que hacia 1980 la estructura de clases comenzó a acusar el impacto de las tendencias regresivas en materia social, en tanto se registró un crecimiento de ocupaciones marginales del sector informal. Sin embargo, no hay datos comparables que permitan dar cuenta de qué sucedió desde entonces y hasta fines de siglo xx en el conjunto del país.¹⁰

Antecedentes referidos únicamente al Área Metropolitana de Buenos Aires indican que durante las décadas de 1980 y 1990, el

¹⁰ El censo de 1991 no es comparable con ninguno de los anteriores, debido a que involucró una modificación sustancial en la manera de clasificar las ocupaciones y, sobre todo, de captar a la población económicamente activa (Torrado 1992, Wainerman y Giusti 1994). Para esos años tampoco es posible recurrir a la Encuesta Permanente de Hogares, la fuente de datos alternativa para un análisis de este tipo: hasta el año 1998 la clasificación de las ocupaciones que se utiliza para el conjunto de los aglomerados urbanos encuestados es demasiado agregada como para admitir una reconstrucción de las clases (para años previos, esa reconstrucción sólo es posible para el Área Metropolitana de Buenos Aires). A esto se agrega que la encuesta fue objeto de importantes modificaciones en 2003 —rediseño del instrumento de medición y cambios en la modalidad de levantamiento— que impiden realizar comparaciones con años anteriores (INDEC 2003).

tamaño de las clases medias se mantuvo, lo que contrasta con el continuo crecimiento que habían tenido desde fines del siglo XIX (Jorrot 2000, Benza 2012). Pero esa tendencia se acompañó de importantes modificaciones en el perfil interno tanto de las clases medias como de las trabajadoras.

Los trabajadores no manuales de mayor nivel de calificación (principalmente, profesionales y técnicos) cobraron importancia dentro de las clases medias, en especial durante la década de 1990, en continuidad con lo ya observado en la etapa sustitutiva de importaciones. La novedad de estos años fue la pérdida de centralidad de los trabajadores autónomos en la industria y el comercio —ambos asociados típicamente con la figura del emprendedor de clase media— en el marco de un fuerte proceso de concentración económica. Por su parte, dentro de las clases trabajadoras y contrario a lo sucedido en décadas anteriores, las ocupaciones calificadas disminuyeron al tiempo que se incrementaron las de menor nivel de calificación. En conjunto, estas tendencias llevaron a una polarización en la oferta de posiciones, en tanto la expansión ocupacional —fundamentalmente en el sector servicios— se concentró en los puestos altamente calificados de clase media y en los de muy baja calificación de clase trabajadora (Benza 2012).

Los antecedentes para el Área Metropolitana de Buenos Aires también indican que las transformaciones en el tamaño relativo de las diferentes clases vinieron junto con un deterioro de su situación en el mercado laboral. En efecto, las tendencias negativas que se observaron por estos años en materia de oportunidades laborales, condiciones de trabajo y remuneraciones,

afectaron a todas las clases.¹¹ Esto significó que, en términos comparativos a etapas precedentes, en esta etapa la misma posición de clase brindaba menores recompensas en el ámbito laboral. El deterioro fue particularmente llamativo en las clases medias de mayor nivel, que históricamente se habían mantenido al margen de los problemas laborales. No obstante, las diferentes clases aún se asociaban con diferencias sustantivas en materia laboral. Esto es particularmente importante para el análisis de la movilidad: acceder a las posiciones de clase de mayor nivel puede haber dejado de ser garantía de una situación favorable en materia de retribuciones por el trabajo. Sin embargo y en un marco de profundo deterioro laboral, los costos de no experimentar esa movilidad se volvieron mucho más graves.

Para la primera década del siglo XXI contamos con información proveniente de la Encuesta Permanente de Hogares para el conjunto de los aglomerados urbanos del país. Con base en esa información, en el Cuadro 4.1 reconstruimos la evolución de la estructura de clases entre 2003 y 2010, para el total de la población pero también para mujeres y varones en forma separada.¹²

11 Pero hay que notar que la mirada sobre las clases que aquí retomamos, centrada en el examen de posiciones en la esfera laboral a través de encuestas de hogares, tiene limitaciones para captar a quienes ocupan las posiciones más altas en términos de riqueza. Por este motivo, lo dicho aplica a una estructura de clases que es en cierta medida «trunca» en su parte superior.

12 Los años que analizamos, 2003 y 2010, corresponden a los de la primera y la última encuesta sobre movilidad intergeneracional que utilizaremos en las siguientes secciones. Para la identificación de las clases recurrimos a una aproximación al mismo esquema CASMIN (modifi-

CUADRO 4.1

ESTRUCTURA DE CLASES POR SEXO. ARGENTINA, 2003 Y 2010

CLASES	TOTAL		VARONES		MUJERES	
	2003	2010	2003	2010	2003	2010
I+II	21.0	22.2	16.7	17.5	26.7	28.6
III	17.7	20.0	15.7	16.1	20.4	25.5
IV	12.1	10.2	13.3	10.6	10.7	9.8
V+VI	17.2	18.9	23.0	27.6	9.4	6.8
VII	32.0	28.7	31.4	28.2	32.9	29.3
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Permanente de Hogares.

Entre los años examinados se registran modificaciones en la importancia relativa de las clases que no son ajenas a las tendencias en materia económica y social que siguieron a la salida de la crisis de 2001 y que reseñamos con anterioridad. En primer lugar, se observan cambios de relativa relevancia en las clases que típicamente se consideran de clase media. Por un lado, crecen las clases no manuales que se ubican en la parte más alta de la distribución, la de servicios (I+II) y, sobre todo, la de no manuales de rutina (III). Por otro lado se reducen las posiciones autónomas de pequeños

cado) de esas secciones sobre movilidad. Sin embargo y dado que los datos corresponden a una encuesta urbana, la captación de las clases VIIb y IVc (rurales) es prácticamente nula. Por ese motivo, el esquema sólo tiene cinco clases (sin hacer distinción entre las clases VII y IV rurales y urbanas). Si bien se trata de la evolución de las clases en un corto espacio temporal, sirve, entre otras cosas, para mostrar que la integración de las muestras no concilia variaciones relevantes entre esos años.

propietarios (IV). En segundo lugar, también hay transformaciones en las clases de trabajadores manuales: tienden a contraerse las de menor calificación (VII), al tiempo que tienden a ampliarse las más calificadas (V+VI).^{13 14}

En términos globales, estas tendencias indican que en los primeros años del siglo XXI se asistió a un «ajuste hacia arriba» en la estructura de clases. Lo anterior debido a la expansión de las posiciones de clase media no manuales y, sobre todo, a la mejora en las oportunidades laborales de clase trabajadora. Hay que notar que la expansión de las clases no manuales de mayor nivel es la continuación de una tendencia que inició muchas décadas atrás, durante la segunda etapa sustitutiva de importaciones —que podría situarse alrededor de 1958 con Frondizi—,¹⁵ por efecto de la creciente importancia de los empleos del sector servicios. En cambio, lo no-

13 Si bien estos datos no permiten evaluar qué sucedió con los trabajadores rurales (clases IVc y VIIb), es plausible que en estos años hayan experimentado una disminución, al igual que habría sucedido a lo largo del siglo XX producto de una tendencia de largo plazo hacia la reducción de empleo rural.

14 Riveiro (2012) encuentra tendencias similares para este periodo al aplicar el esquema de clases CASMIN sin las modificaciones adoptadas en este libro. También arriban a conclusiones similares, pero con otros esquemas de clases, Palomino y Dalle (2012), con datos para el total del país, y Benza (2012), con datos para el Área Metropolitana de Buenos Aires.

15 Etapa en que se buscó dotar de más tecnología y capital a la industria fomentando las inversiones extranjeras, y donde se intentó avanzar con la producción de bienes intermedios. En términos de estructura ocupacional, habría sido una etapa de mayor «modernización», sobre todo por la expansión de puestos calificados en el sector servicios.

vedoso de estos años (si tomamos los antecedentes sobre el Área Metropolitana de Buenos Aires que reseñamos más arriba para la comparación) sería la disminución de la clase de manuales no calificados, así como la mayor generación de opciones laborales en la parte intermedia de la estructura de clases, por el crecimiento de la clase de manuales calificados y de la clase de no manuales de rutina.

Las tendencias generales que mencionamos en el párrafo anterior tuvieron algunas especificidades entre mujeres y varones. Los datos del Cuadro 4.1 muestran claramente cómo el género actúa moldeando la estructura de clases. En efecto, mujeres y varones tienen una inserción de clase diferente. Las mujeres tienen una presencia mayor en las clases no manuales, tanto en la de servicios como en la de rutina; en cambio, los varones son más frecuentes en la clase que basa su posición en el capital económico (clase IV) y en la de trabajadores manuales calificados. En este marco, si bien la reducción de la clase de trabajadores no calificados fue común a ambos sexos, el crecimiento de las clases no manuales (I+II y III) se registró, fundamentalmente, entre las mujeres, en tanto la ampliación de la clase de manuales calificados, entre los varones. Como resultado, en 2010 se habría acentuado el sesgo de género que ya mostraban las clases en 2003.

El Cuadro 4.2 brinda algunas evidencias que sugieren que la recuperación que se observó en materia de condiciones de trabajo e ingresos tras la crisis de 2001/2002 alcanzó a todas las clases. Esto significaría que, en esta etapa, la inserción en una u otra clase aún definía el acceso a mejores o peores retribuciones en el mercado laboral. Esto habría sido así sobre todo en lo que se refiere a las condiciones de trabajo. Entre 2003 y 2010 la reducción del porcentaje de asalariados sin acceso a beneficios sociales fue

de una magnitud similar en todas las clases. Esto condujo a que, en términos generales, las brechas entre ellas se mantuviesen sin mayores modificaciones. El incremento de los ingresos laborales también alcanzó a todas las clases, pero se vieron algo más favorecidas las de menor nivel (trabajadores manuales tanto calificados como no calificados). Esa tendencia habría llevado a que la brecha de remuneraciones entre clases experimentara cierta reducción. No obstante, las desigualdades de clase en materia de remuneraciones se mantuvieron y de manera prominente.

¿En qué medida las oportunidades de movilidad social experimentaron modificaciones en el marco de las profundas transformaciones económicas y sociales que se registraron entre la crisis del modelo sustitutivo y los primeros años del siglo XXI?

Tras un largo periodo en que la movilidad social fue objeto de poca atención por parte de las ciencias sociales de Argentina, desde comienzos de este siglo ha resurgido el interés por la temática. La mayor disponibilidad de encuestas específicas ha favorecido al auge en la materia.¹⁶ Como resultado, se ha realizado una serie de inves-

16 Hasta principios de este siglo las encuestas sobre movilidad fueron pocas y, como adelantamos en la introducción, acotadas en su universo: a la de 1960 de Germani, se sumaba una de fines de 1969 (Beccaria 1978), y otras dos de 1984 y 1995 (Jorrot 1987 y 2000). Todas ellas restringían su cobertura a los jefes de hogar —es decir, fundamentalmente a varones—, y a Buenos Aires. En contraste, desde principios de este siglo se han ampliado las fuentes de datos y su cobertura. En 2000 se realizó una primera encuesta que, si bien todavía restringida geográficamente, incorporó a varones y mujeres (Kessler y Espinoza 2003). Desde 2003 y con una frecuencia casi anual, se cuenta con la serie de encuestas que aquí analizamos (llevadas a cabo por R. Jorrot en

tigaciones que brindan información acerca de los patrones y niveles de movilidad intergeneracional y del papel de factores como los niveles educativos y el origen migratorio sobre las oportunidades diferenciales de movilidad (entre otros, Kessler y Espinoza 2003; Jorrat 2000, 2005 y 2008; Dalle 2010 y 2011; Chávez Molina y Gutiérrez 2009; Benza 2010; Pla y Salvia 2011; Salvia y Quartulli 2011).

Sin embargo, los estudios que se han preguntado específicamente por los cambios en la movilidad a lo largo de la historia no son abundantes y, mucho menos los que lo han hecho para el total del país (en gran medida debido a la ausencia de encuestas comparables para distintos momentos históricos). Aquellos estudios que sí se han hecho esa pregunta (Jorrat 2008), se han detenido en lo sucedido en los primeros años de este siglo con la llamada movilidad relativa (y no con la movilidad absoluta). Los resultados sugieren que, si hubo algún cambio a través del tiempo, éste fue hacia una menor fluidez social o, en otras palabras, hacia un mayor grado de asociación entre orígenes y destinos de clase. No obstante y a pesar de esto último, las oportunidades de movilidad no se habrían «desdibujado», sino que se habrían mantenido en niveles atendibles de acuerdo con parámetros internacionales. Aparentemente, la sociedad argentina de principios del siglo XXI continuaría proyectando una imagen abierta al combinar la desigualdad social con sustantivas oportunidades de movilidad.

el marco del Instituto de Investigaciones Gino Germani, Universidad de Buenos Aires). A esos datos se suman, en fechas más recientes, los recabados por el Observatorio de la Deuda Social (Universidad Católica Argentina) desde 2007, también con una cobertura para el total del país y para ambos sexos.

CUADRO 4.2
BRECHAS ENTRE CLASES EN EL PORCENTAJE DE ASALARIADOS
SIN BENEFICIOS SOCIALES Y EN EL PROMEDIO DE LOS INGRESOS,
POR SEXO. ARGENTINA, 2003 Y 2010 (CLASE VIIa=1.0)

CLASES	TOTAL		VARONES		MUJERES	
	2003	2010	2003	2010	2003	2010
PROMEDIO DE INGRESOS*						
I+II	2.7	2.0	2.9	1.8	3.0	2.8
III	1.7	1.4	1.5	1.2	2.1	2.1
IV	1.8	1.4	1.7	1.3	1.7	1.5
V+VI	1.2	1.3	1.1	1.1	1.0	1.7
VII	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
TRABAJADORES SIN BENEFICIOS SOCIALES (SÓLO ASALARIADOS)**						
I+II	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3	0.2
III	0.6	0.4	0.7	0.5	0.5	0.4
V+VI	0.8	0.7	0.9	0.8	1.0	0.6
VII	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0

* Promedio de ingresos mensuales de la ocupación principal.

**Porcentaje de asalariados sin aportes jubilatorios.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Permanente de Hogares.

4.3. LA MOVILIDAD ABSOLUTA

Con el propósito de explorar en qué medida la sociedad argentina de la primera década del siglo XXI (2003-2010) brindaba oportunidades de movilidad intergeneracional, en esta sección nos detenemos en el análisis de la movilidad absoluta. Para ello, en el Cuadro 4.3 presentamos una serie de medidas resumen ela-

boradas a partir de las tablas de movilidad que se incluyen en el Cuadro 4.A1 del Anexo.¹⁷

La primera información que muestra el cuadro corresponde a los totales marginales de las tablas de movilidad: las distribuciones porcentuales de las siete categorías de clase CASMIN para los encuestados (varones y mujeres) y sus padres. Al comparar los marginales se advierte, en primer lugar, un ensanchamiento de la parte más alta de la distribución de clases entre los hijos, producto de la expansión de las clases no manuales de servicios (I+II) y de rutina (III). En segundo lugar, se observa una modificación en la importancia relativa de las clases que se ubican en la parte baja de la distribución: por un lado, aumenta el porcentaje de trabajadores no calificados (clase VIIa); por otro, disminuye el número de trabajadores calificados (V+VII). Finalmente, las clases rurales (IVc y VIb), que ya eran de tamaño reducido entre los padres, asumen valores aún menores entre los hijos. Estas tendencias se registran tanto en varones como en mujeres, pero son mucho más acentuadas en estas últimas.

17 En las tablas de movilidad, la movilidad absoluta intergeneracional surge de la simple comparación de la clase actual del encuestado (usualmente denominada clase de destino) con la que tenía su padre a sus 14-15 años (usualmente denominada clase de origen). Se considera que quienes no se encuentran en la diagonal principal de la tabla (donde coinciden la clase del encuestado y de su padre) experimentaron algún tipo de movilidad. Hay que advertir que para dar cuenta de la clase de origen tomamos como referencia a los padres (varones) también en el caso de las encuestadas (mujeres). Como veremos, esto introduce la problemática de la segregación ocupacional por género en la comparación intergeneracional. Sin embargo, no era viable tomar como referencia a las madres pues un número muy significativo de ellas se encontraba fuera del mercado de trabajo.

CUADRO 4.3

MEDIDAS RESUMEN DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL POR SEXO (CON BASE EN EL ESQUEMA CASMIN DE SIETE CLASES). ARGENTINA, 2003-2010

A) DISTRIBUCIONES DE CLASE (MARGINALES DE TABLAS DE MOVILIDAD)	TOTAL		VARONES		MUJERES	
	PADRES	HIJOS/AS	PADRES	HIJOS	PADRES	HIJAS
I+II	14.1	22.3	13.6	17.9	14.8	29.0
III	7.2	14.1	6.4	10.6	8.4	19.4
IVa+b	15.0	14.0	14.7	15.4	15.4	11.9
V+VI	23.7	16.5	24.3	22.3	22.9	7.7
VIIa	23.4	28.7	23.6	27.3	23.0	30.7
IVC	6.9	1.6	7.4	2.4	6.2	0.3
VIIb	9.8	2.8	10.0	4.0	9.4	1.0
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

B) TASAS DE INMOVILIDAD Y MOVILIDAD	TOTAL	VARONES	MUJERES
INMOVILIDAD	30.3	33.7	25.1
MOVILIDAD ABSOLUTA	69.7	66.3	74.9
MOVILIDAD «ESTRUCTURAL» (ÍNDICE DE DISIMILITUD)	20.3	13.0	33.1
MOVILIDAD «CIRCULATORIA»	49.4	53.3	41.8
MOVILIDAD ASCENDENTE	46.9	42.4	53.8
MOVILIDAD DESCENDENTE	22.8	23.9	21.1
MA/MD	2.1	1.8	2.5
MOVILIDAD VERTICAL*	49.7	46.6	54.3
MOVILIDAD NO VERTICAL	20.0	19.7	20.6
MV/MNV	2.5	2.4	2.6
MOVILIDAD VERTICAL ASCENDENTE	31.4	28.8	35.4
MOVILIDAD VERTICAL DESCENDENTE	18.3	17.8	18.9
MVA/MVD	1.8	1.6	1.9

*Movilidad vertical entre las siguientes tres «macroclases»: 1=I+II; 2=III, IVa+b, V+VI y VIIa; 3=VIIa, VIIb y IVC.

Fuente: Encuestas sobre Estratificación y Movilidad Social 2003 a 2010 (IIGG, UBA).

Como puede notarse, las diferencias en las distribuciones marginales de padres e hijos reproducen, en términos generales, las transformaciones en la estructura de clases de las últimas décadas que reseñamos en la sección anterior, y que se asocian con las modificaciones en el perfil sectorial de las ocupaciones. Así, es posible vincular el menor volumen relativo que adquieren las clases v+vi, ivc y viib entre los hijos a la disminución de los puestos de trabajo en los sectores industrial y agrícola, mientras que el mayor peso relativo de las clases i+i, iii y viia, a la expansión del empleo en los servicios, que ocurrió en forma polarizada (puestos de muy alto y de muy bajo nivel de calificación).¹⁸ No obstante y para dar cuenta de las mayores diferencias intergeneracionales que se observan en el caso específico de las mujeres, parece necesario considerar, en forma adicional, el efecto de la segregación ocupacional por género: en la medida en que las estructuras de clase varían considerablemente entre mujeres y varones, se espera que las discrepancias intergeneracionales se acentúen más al comparar las distribuciones de clase de hijas y padres varones.

18 La comparación de las distribuciones de clase de padres e hijos brinda información acerca de la magnitud y el sentido de los cambios en la estructura de clases, pero no reproduce esos cambios. Como advirtieron Blau y Duncan (1967), la distribución de los hijos remite a las características de la estructura de clases en un momento en el tiempo (cuando fue realizada la encuesta), pero no sucede lo mismo con la distribución de los padres. Esta última refleja las características de la estructura de clases en distintos momentos: depende de la diferencia de edad entre padres e hijos, al tiempo que se ve afectada por otros factores, como la fecundidad diferencial entre clases. Por este motivo, en términos estrictos las clases de los padres deben concebirse como atributos de los hijos, es decir, como información acerca de sus orígenes sociales.

Las pautas observadas en las distribuciones marginales resultan importantes pues indican que no todos los hijos/as reproducen la posición de clase de sus padres. En otras palabras, el cambio intergeneracional en la «oferta de posiciones vacantes» (Lipset y Zetterberg 1966:565) lleva a que, necesariamente, se registre algún grado de movilidad. Como muestra el Cuadro 4.3, la tasa de movilidad absoluta intergeneracional (el porcentaje de hijos que no mantiene la clase de sus padres) asume valores relativamente elevados: 66.3% entre los varones y 74.9% entre las mujeres. Así, son más quienes experimentan algún tipo de movilidad que quienes mantienen su clase de origen.

Como bien notan Hout y Guest (2013, p. 2022), «Los individuos devienen socialmente móviles ya sea porque escapan a las restricciones de sus orígenes sociales o porque la gente joven enfrenta una estructura ocupacional que difiere de la que enfrentaron sus padres». En nuestro caso, sólo una pequeña parte de la movilidad total obedece a las diferencias en las distribuciones de clase de padres e hijos/as. Esto surge al analizar el índice de disimilitud, que permite conocer el porcentaje de casos que deberían cambiar de lugar para igualar las distribuciones marginales. En los primeros estudios empíricos sobre la movilidad social, este índice se consideró un indicador de la denominada «movilidad estructural»; es decir, de los movimientos intergeneracionales que obedecen en forma exclusiva a transformaciones estructurales (por ejemplo, la modificación de la demanda de empleo por los distintos sectores de actividad económica).

Como puede observarse, el índice de disimilitud indica que la «movilidad estructural» es relativamente reducida: entre los varones, representa 13.0% de la movilidad total; entre las mujeres, el

porcentaje es más elevado, 33.1% (como reflejo de las mayores diferencias en los marginales de padres e hijas). De cualquier manera, constituye sólo una parte minoritaria de la movilidad total. Así, en ambos sexos, la mayor parte de la movilidad corresponde a la llamada «circulatoria» o de «intercambio» (diferencia entre movilidad total y «estructural»); a saber, a movimientos que ocurren más allá de los cambios intergeneracionales en el tamaño de las clases. En otras palabras, aun cuando no hubiera diferencias en las estructuras de clase de padres e hijos/as que forzaran la movilidad, la asociación entre orígenes y destinos de clase no sería total, y los movimientos intergeneracionales serían, de todos modos, de una magnitud importante.¹⁹

19 La distinción entre movilidad «estructural» y «circulatoria» es característica de los primeros estudios empíricos sobre la movilidad social. No obstante, ha sido objeto de numerosas críticas. En particular, si bien la movilidad estructural da cuenta de los movimientos que ocurren por las discrepancias en las distribuciones de clase de padres e hijos, no es del todo correcto interpretar —como se hacía en el pasado— que esas diferencias permiten cuantificar la movilidad que se explica por efecto de cambios estructurales de tipo económico, laboral, demográfico, etc. Esto se vincula con lo que mencionamos en una nota anterior: no puede tomarse la distribución de clases de los padres como representativa de la estructura de clases en algún momento específico en el tiempo. Por ese motivo es que Blau y Duncan (1967) sugieren llamar a la movilidad estructural «movilidad mínima permitida por los marginales de los cuadros». Como señala Goldthorpe (2007), los diferentes problemas conceptuales y técnicos asociados con la distinción entre movilidad estructural y circulatoria llevaron a que los investigadores la reemplacen por la de movilidad absoluta y relativa. Esa distinción es la que predomina en las investigaciones contemporáneas sobre movilidad y la que empleamos en este trabajo.

La movilidad total suele clasificarse en ascendente o descendente: depende si ocurre hacia posiciones que se encuentra más arriba o más abajo en la estructura de clases. Los datos del Cuadro 4.3 muestran que los movimientos ascendentes duplican a los descendentes, y esto se enfatiza entre las mujeres: el cociente de la tasa de movilidad ascendente y la descendente es de 1.8 para varones y de 2.5 para mujeres.

Ahora bien, la clasificación de la movilidad como ascendente o descendente implica asumir el supuesto de que existe un orden jerárquico entre las clases. Sin embargo, esto no es necesariamente así. Como han advertido Erikson y Goldthorpe (2002), resulta difícil atribuir un orden unívoco a las categorías de clase del esquema CASMIN, en tanto las mismas buscan captar diferencias cualitativas en relaciones sociales de la esfera laboral y no se reducen a diferencias de grado en una única dimensión. A su vez, los datos que presentamos en la sección anterior (Cuadro 4.2) muestran que, en el caso específico de Argentina, algunas clases no tienen diferencias sustanciales en sus retribuciones. Así, se vuelve problemático asumir que los movimientos entre ellas son de tipo vertical (ya sea ascendentes o descendentes).

A la luz de estas consideraciones, indagamos si los altos niveles de movilidad, en especial, de movilidad ascendente, se mantienen al aplicar criterios más estrictos al análisis. En línea con lo que hacen Erikson y Goldthorpe (1992), agrupamos las siete categorías del esquema CASMIN en tres grandes «macroclases» que comparten un nivel socioeconómico similar (con base en la información sobre prestigio ocupacional e ingresos que se presenta en el Cuadro 4.A2 del Anexo). Así, la primera «macroclase» de mayor nivel socioeconómico se compone por las clases I+II; la segunda,

de nivel intermedio, por las clases III, IVa+b y V+VI; y la tercera, de menor nivel, por las clases VIIa, VIIb y IVc.

Como puede observarse en el último panel del Cuadro 4.3, se llega a conclusiones similares incluso al aplicar criterios más estrictos. El número de hijos que experimenta movilidad vertical entre las tres «macroclases» es muy elevado, alrededor de la mitad del total: 46.6% en varones y 54.3% en mujeres. A su vez, es más frecuente el ascenso hacia posiciones de mayor nivel socioeconómico que el descenso hacia posiciones de menor nivel: la movilidad ascendente vertical es de 28.8% en los varones y de 35.4% en las mujeres, mientras las cifras correspondientes a la movilidad descendente son 17.8% y 18.9%, respectivamente. Esto significa que las probabilidades de movilidad vertical ascendente en varones es 1.6 y en mujeres 1.9 más elevadas que las de movilidad descendente.

Las tasas que hemos presentado esconden situaciones heterogéneas en función de la clase de origen, lo que queda en evidencia en las tablas de movilidad que se incluyen en el Anexo. Grosso modo, hay dos rasgos que conviene tener presente. En primer lugar, la inmovilidad intergeneracional no se distribuye en forma homogénea. En particular, es muy elevada en lo más alto de la estructura de clases. Mientras 18.7% del total de varones corresponde a la clase de servicios, esa cifra se eleva a 48.1% entre quienes tienen orígenes en esa clase. La relación es de 2.6 veces, y es la mayor distancia que se observa en la tabla. Para las mujeres, aunque la distancia sea menor, es asimismo importante. En segundo lugar, la movilidad tampoco ocurre en forma homogénea hacia las distintas posiciones de clase, en tanto algunos movimientos son más frecuentes. La movilidad tiene lugar sobre todo hacia las posiciones de clase contiguas, mientras la movilidad de «larga distancia» es poco frecuente entre

los extremos de la distribución de clase. Así, por ejemplo, entre los varones, sólo 5.5% de los hijos de trabajadores rurales accede a la clase de servicios, porcentaje casi 9 veces menor que el correspondiente a quienes tienen orígenes en la clase de servicios (48.1%). En forma complementaria, el porcentaje de quienes tienen orígenes en la clase de servicios que desciende hacia la clase de trabajadores rurales es casi inexistente (0.7%).

Los datos que hemos analizado hasta aquí, sugieren que la Argentina actual aún parece contar con considerables niveles de movilidad intergeneracional absoluta e, incluso, de movilidad ascendente. La pregunta que surge es en qué medida esta situación es similar o no a la que se supone existía en el pasado, cuando al país se lo consideraba uno que brindaba amplias oportunidades de movilidad.

Lamentablemente, la indagación de los cambios a través del tiempo enfrenta limitaciones. Como mencionamos en otra sección, para periodos anteriores no se cuenta con relevamientos sobre movilidad que abarquen todo el país y que incluyan a personas de ambos sexos. Por este motivo y con el fin de obtener algunos indicios acerca de las tendencias a través del tiempo, efectuamos un análisis basado en cuatro cohortes de nacimiento. Se trató de mantener un equilibrio entre las cohortes elaboradas con base en cierta significación político-económica, pero a la vez, con un peso numérico «aceptable» de cada una. La primera cohorte de nacimiento (1939-1957) ingresó al mercado laboral durante la última etapa del modelo sustitutivo de importaciones; la segunda (1958-1968), durante el periodo en que se empezó a notar el agotamiento del modelo sustitutivo y la crisis de la década de los ochenta. La tercera (1969-1977) ingresó en la llamada «etapa de la convertibilidad» de la década de los noventa, que fue una de consolidación de un nuevo

modelo económico de corte aperturista y de predominio de los mecanismos de mercado. Finalmente, la última cohorte (1978-1990) lo hizo en condiciones mixtas, que combina los años de recesión y crisis del modelo de «convertibilidad» con la nueva etapa de restablecimiento de políticas sustitutivas y de un mayor control de la economía por el estado que inició a principios de este siglo.²⁰

Los datos del Cuadro 4.4 muestran que la tasa de movilidad adquiere valores más reducidos en las cohortes más cercanas. Entre los varones, el porcentaje de móviles se reduce de 69.7% en la primera cohorte, a 67.3%, 64.9% y 63.0% en las siguientes. Los resultados son similares si sólo consideramos la movilidad vertical entre tres macroclases. Estas tendencias obedecerían a una reducción de las oportunidades de movilidad ascendente, en tanto los movimientos descendentes habrían tenido algún incremento. De este modo, el análisis por cohortes sugiere que, en materia de movilidad intergeneracional, la situación habría sido más favorable en el pasado.

En suma, el análisis de la movilidad absoluta intergeneracional indica que la sociedad argentina de 2003-2010 registra altas tasas de movilidad ascendente. Los altos niveles de movilidad absoluta se explican sólo parcialmente por las modificaciones en la «oferta de posiciones vacantes» entre padres e hijos: aun cuando no existiese «movilidad estructural», la asociación entre la clase de padres e hijos sería reducida. Las tendencias mencionadas se repiten tanto en varones como en mujeres, pero entre ellas los niveles de movilidad total y de movilidad ascendente son más ele-

20 Tómese este análisis de cohortes de nacimientos con recaudos, en tanto no permite distinguir los efectos de la evolución socio-histórica de los propios efectos del ciclo de vida (edad) o de la cohorte.

vados. Esto no puede desvincularse del efecto de la segregación ocupacional por género. En este sentido, la diferente forma de inserción de mujeres y varones en el mercado laboral da lugar a variaciones importantes en las estructuras de clase de unas y otros, lo que se refleja en diferencias entre las distribuciones marginales de padres (varones) e hijas y, consecuentemente, en niveles más elevados de movilidad estructural. Finalmente, el análisis sugiere que, si bien en la actualidad las oportunidades de movilidad absoluta —sobre todo ascendente— de clase son considerables, esas oportunidades habrían sido mayores en el pasado.

4.4. LA MOVILIDAD RELATIVA

En el análisis que presentamos en la sección anterior vimos que parte de la movilidad intergeneracional absoluta respondía al efecto de las diferencias en las estructuras de clase de padres e hijos. Para dar cuenta de la movilidad que ocurre con independencia de esas diferencias, en esta sección distinguimos la llamada movilidad relativa respecto de la absoluta.

La movilidad relativa es la asociación entre orígenes y destinos de clase «neta» de aquellos efectos estructurales (principalmente económicos y demográficos) que se traducen en diferencias intergeneracionales en el tamaño de las clases. Por este motivo, permite dar cuenta del «régimen de movilidad endógeno»; es decir, libre de los efectos estructurales exógenos o del «patrón de fluidez social» (Erikson y Goldthorpe 1992). Esta movilidad es de carácter relativo en tanto que considera las oportunidades de movilidad en términos comparativos; a saber, las oportunidades de acceder a una clase y no a otra por parte de personas con diferentes oríge-

CUADRO 4.4

MEDIDAS RESUMEN DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL POR COHORTES DE NACIMIENTO Y SEXO
(CON BASE A ESQUEMA CASMIN DE SIETE CLASES). ARGENTINA, 2003-2010

	VARONES				MUJERES			
	1939- 1957	1958- 1968	1969- 1977	1978- 1990	1939- 1957	1958- 1968	1969- 1977	1978- 1990
INMOVILIDAD	30.3	32.7	35.1	37.0	20.4	26.0	28.8	25.3
MOVILIDAD ABSOLUTA	69.7	67.3	64.9	63.0	79.6	74.0	71.2	74.7
MOVILIDAD ESTRUCTURAL (INDICE DE DISIMILITUD)	14.8	18.4	12.9	13.8	32.4	33.0	36.3	34.5
MOVILIDAD "CIRCULATORIA"	54.9	48.9	52.0	49.2	47.2	41.1	34.8	40.2
MOVILIDAD ASCENDENTE	47.3	46.1	40.2	35.6	59.6	54.1	50.2	50.9
MOVILIDAD DESCENDENTE	22.4	21.1	24.7	27.4	20.0	19.9	21.0	23.8
MA/MD	2.1	2.2	1.6	1.3	3.0	2.7	2.4	2.1
MOVILIDAD VERTICAL*	50.7	46.8	44.0	44.8	58.3	52.9	51.2	54.9
MOVILIDAD NO VERTICAL	19.1	20.5	20.9	18.2	21.3	21.2	20.0	19.8
MV/MNV	2.7	2.3	2.1	2.5	2.7	2.5	2.6	2.8
MOVILIDAD VERTICAL ASCENDENTE	33.7	30.7	26.6	23.7	41.5	35.4	31.5	32.8
MOVILIDAD VERTICAL DESCENDENTE	16.9	16.0	17.4	21.1	16.8	17.5	19.6	22.1
MVA/MVD	2.0	1.9	1.5	1.1	2.5	2.0	1.6	1.5

*Movilidad vertical entre las siguientes tres «macroclases»: 1 = I+II; 2 = III, IVa+b, V+VI y VIIa; 3 = VIIa, VIIb y IVc.

Fuente: Encuestas sobre Estratificación y movilidad social 2003 a 2010 (IIGG, UBA).

nes sociales. Debido a este último rasgo, se la considera como una medida de la desigualdad de oportunidades y, más específicamente, de la desigualdad en la distribución de oportunidades de movilidad (Breen y Jonsson 2005).

A continuación examinamos tres aspectos de la movilidad relativa. En primer lugar, exploramos cuáles son las características del patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase en la Argentina. Después analizamos si ese patrón de asociación es diferente para varones y mujeres. Finalmente, nos detenemos en los cambios a través del tiempo y evaluamos si, tal como con la movilidad absoluta, también hay indicios de una menor fluidez social al examinar la movilidad relativa.

4.5 EL PATRÓN DE ASOCIACIÓN ENTRE ORÍGENES Y DESTINOS

Para dilucidar cuáles son los rasgos del patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase, la investigación sobre movilidad relativa recurre a la estimación de modelos log-lineales. A través de éstos, diversas hipótesis sobre las características de esa asociación se ponen a prueba. El análisis empírico consiste en la comparación de distintos modelos y en la selección de aquél que ajuste mejor a los datos.²¹

21 En los modelos log-lineales, la asociación entre orígenes y destinos se capta a través de «razones de momios» (*odds-ratios*). Las razones de momios son especialmente adecuadas para expresar la movilidad relativa no sólo porque constituyen una medida relativa, sino también porque tienen la propiedad de ser invariantes ante cambios en el tamaño de la muestra y en los marginales de las tablas (Powers y

En lo que sigue evaluamos qué tan bien ajusta una serie de modelos log-lineales a los datos de la Argentina, entre ellos el llamado CASMIN (o *core model*). Elaborado por Erikson y Goldthorpe (1992), el modelo CASMIN ha mostrado un enorme potencial para describir el patrón de asociación en las sociedades europeas de industrialización temprana. Tiene la virtud de ser un modelo topológico sofisticado que, como veremos a detalle más adelante, se basa en supuestos acerca de las distintas propensiones a la movilidad que se derivan de características específicas de las clases sociales (Erikson y Goldthorpe, p. 122). Constituye, además, el modelo que se utiliza como pauta en las comparaciones internacionales. Sin embargo y en la medida en que el modelo CASMIN se ha elaborado con base en teorías sobre las clases y la movilidad social en países desarrollados, nos interesa evaluar cómo puede utilizarse para describir el patrón de fluidez en un país de desarrollo intermedio como la Argentina.

Este interés se encuentra en línea con lo planteado por Ishida y Miwa (2011). En un estudio comparativo que incluye países asiáticos y latinoamericanos, propone un programa de investigación para los «países de industrialización tardía». Éste utiliza datos similares a los aquí considerados dentro del enfoque de categorización de clases CASMIN. La razón de interés que señala para ocuparse de estos países es que la teoría desarrollada de movilidad

Xie 2000, p. 97-99). En el estudio de la movilidad, esto significa que permiten captarla controlando las diferencias en las distribuciones de padres e hijos, es decir, que permiten dar cuenta de la asociación «neta» entre orígenes y destinos de los efectos de factores estructurales (Breen y Jonson 2001, ver también el capítulo 2 de este volumen).

social descansó en los países occidentales de industrialización temprana, por lo que «evaluar la aplicabilidad de estas teorías a las sociedades de industrialización tardía fuera de la esfera de la cultura occidental es particularmente importante. Ello expondrá las teorías y proposiciones existentes a una prueba más demandante que las que hayan enfrentado hasta ahora» (Ishida y Miwa, p. 3).

El Cuadro 4.5 presenta medidas de bondad de ajuste para los diferentes modelos log-lineales estimados. Estos modelos fueron calculados únicamente con las tablas de movilidad de varones y se utilizó el esquema CASMIN de siete clases. Las diferentes medidas de bondad de ajuste permiten determinar cuál de los modelos reproduce en forma más precisa el patrón de asociación entre orígenes y destinos.²²

El primer modelo evaluado supone independencia entre las clases de padres e hijos. Este modelo no ajusta correctamente los datos, lo que indica que las oportunidades de movilidad se asocian, en algún grado, con los orígenes de clase. Al no haber evidencias de sociedades en las que se registre una movilidad perfecta, el resultado era de esperarse. No obstante, el modelo sirve como base de comparación para evaluar en qué medida otros modelos mejoran el ajuste.

Los modelos 2 y 3 buscan dar cuenta de la herencia de clase. El modelo 2 incluye un solo parámetro para controlar todas las

22 Para más detalles sobre las medidas de bondad de ajuste en los modelos log-lineales puede revisarse el capítulo 2 de este libro. También pueden consultarse, entre otros, Agresti (2002), Knoke y Burke (1980), Firth y Kuha (1999) y Powers y Xie (2000). Ver, en particular, las fuertes críticas al BIC por parte de Weakliem (1999).

celdas de la diagonal principal de la tabla de movilidad (es decir, en las que coinciden las clases de padres e hijos). El supuesto es que el patrón de asociación se caracteriza por un «exceso» de inmovilidad de clase —captado por el parámetro de la diagonal—, pero que por fuera de esos casos, la movilidad ocurre independientemente de los orígenes. El modelo 3 se diferencia del anterior al incluir parámetros distintos para cada una de las celdas de la diagonal de la tabla. Éste postula que la herencia es variable con base en la clase.

Si bien el modelo 2 no ajusta adecuadamente los datos (los valores de G^2 e ID son elevados y los del BIC son positivos), produce una mejora estadísticamente significativa en comparación con el de independencia (con $p < 0.001$). Lo anterior manifiesta la existencia de herencia de clase. Ésta no obstante resulta no ser homogénea para todas las clases, tal como parece al comparar el modelo de la diagonal principal con el de cuasi-independencia (modelo 3). Con este último modelo, se registra una reducción estadísticamente significativa en el valor de G^2 (con $p < 0.001$), así como en el ID y en el BIC.²³

Los modelos 4 y 5 incorporan parámetros para captar la movilidad de corto alcance. El modelo 4 incluye parámetros únicamente para la movilidad en la cumbre y en la base de la estructura de clases: entre la clase de servicios y la no manual de rutina (I+II y IIIa+b), y entre la clase de pequeños productores agropecuarios y la de trabajadores agropecuarios (IVc y VIIB). Por su parte, el modelo 5 incorpora parámetros para captar la movilidad de corto al-

23 En la experiencia empírica es usual que si bien estos dos modelos no ajusten adecuadamente los datos, produzcan una de las mayores ganancias en dirección a la bondad de ajuste.

cance también en el resto de las clases. Como puede notarse, el modelo 4 produce una mejora relevante en la bondad de ajuste. Estos resultados sugieren que cuando las clases más altas y más bajas experimentan movilidad, tienden a hacerlo hacia las posiciones más cercanas. En cambio, la pérdida de parsimonia que involucra el modelo 5 en comparación con el anterior, no trae consigo una representación sustancialmente más precisa del patrón de asociación que caracteriza a los datos examinados.

CUADRO 4.5
BONDAD DE AJUSTE DE MODELOS LOG-LINEALES

DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL PARA VARONES (N=3320)*

MODELO	G ²	p	gl	ID	BIC	rg ²
1. INDEPENDENCIA	917.866	0.0000	36	19.2	625.986	—
2. DIAGONAL PRINCIPAL	397.956	0.0000	35	13.2	114.184	56.6
3. CUASI-INDEPENDENCIA	244.394	0.0000	29	8.7	9.269	73.4
4. CUASI-INDEPENDENCIA CON ESQUINAS	174.609	0.0000	27	7.1	-44.301	80.9
5. CUASI-INDEP. CON ESQ. Y MOV. CORTO ALCANCE	163.250	0.0000	26	6.5	-47.553	82.2
6. CUASI-INDEP. + ASOCIACIÓN UNIFORME	64.195	0.0001	28	4.1	-162.821	93.0
7. CUASI-INDEP. + LINEAR BY LINEAR **	67.383	0.0000	28	3.7	-159.633	92.7
8. CRUCES	84.696	0.0000	30	4.9	-158.537	90.8
9. CASMIN	66.019	0.0002	28	4.1	-160.998	92.8

* Tabla de movilidad con esquema CASMIN de siete clases.

**Con ISEI de hijos y padres.

Fuente: Encuestas sobre Estratificación y Movilidad Social 2003 a 2010 (IIGG, UBA).

Los modelos 6 y 7 se diferencian de los anteriores porque incluyen, además de los parámetros del modelo de cuasi-independencia, un único parámetro que busca dar cuenta de la asociación entre orígenes y destinos en el resto de las celdas de la tabla de forma resumida. El supuesto que permite incluir ese único parámetro es que las distancias entre las clases son de tipo ordinal. En otras palabras, estos modelos parten de un supuesto teórico de peso: que las clases pueden ordenarse jerárquicamente a partir de una única dimensión. Ese orden jerárquico es el que rige la movilidad entre ellas. Mientras que el modelo de asociación uniforme supone que las distancias entre las clases son iguales, el modelo *linear-by-linear* supone que esas distancias no son necesariamente iguales y que pueden establecerse a partir de terceras variables. En nuestro caso, utilizamos el criterio del promedio de estatus socioeconómico de las ocupaciones para encuestados y sus padres.²⁴

Como puede observarse, los dos modelos ajustan mejor los datos que cualquiera de los examinados con anterioridad. En ambos casos, la sola incorporación de un parámetro adicional al modelo de cuasi-independencia produce reducciones muy importantes en las tres medidas de bondad de ajuste evaluadas, si bien la elección de uno u otro modelo depende de cuál de esas medidas se privilegie. En todo caso, lo que resulta relevante destacar es que ambos modelos sugieren que la distancia jerárquica entre las clases constituye un aspecto central para comprender la manera en que se distribuyen socialmente las oportunidades de movilidad.

24 Para ello nos basamos en el índice de estatus socioeconómico de las ocupaciones elaborado por Ganzeboom y Treiman (1996).

El modelo de cruces (modelo 8) abandona el énfasis en la inmovilidad de clases que está presente en los anteriores (y que se expresa en los parámetros de la diagonal principal). Sin embargo, en forma similar a los modelos 6 y 7, también asume un orden jerárquico entre las clases. La hipótesis implicada es que hay barreras para la movilidad entre las distintas clases, pero a diferencia de los modelos 6 y 7, no asigna valores predefinidos a las distancias entre ellas. Si se lo compara con la mayoría de los modelos evaluados con anterioridad, este modelo presenta un ajuste relativamente adecuado a los datos, aunque no necesariamente más satisfactorio que los modelos de asociación uniforme y *linear-by-linear*.

El último modelo que evaluamos es el modelo CASMIN. Como dijimos, este modelo postula que las propensiones a la movilidad dependen de diversos rasgos de las posiciones de clase. Parte de la idea de que estas últimas no se reduzcan a diferencias jerárquicas, sino que den cuenta de relaciones sociales en la esfera laboral. Por este motivo, las distancias de estatus entre las clases constituyen uno de los factores a considerar —que no el único— para dar cuenta del patrón de asociación, como en los modelos 6, 7 y 8. Sobre esta base, el modelo CASMIN incluye parámetros que buscan reflejar cuatro tipos de efectos sobre los patrones de movilidad: la jerarquía, la herencia, el sector y la afinidad.

En el modelo, la jerarquía alude al impacto que tienen las distancias de estatus entre las clases sobre la movilidad entre ellas. Involucra parámetros en dos niveles: el primero capta la movilidad entre clases de igual jerarquía y el segundo entre clases de diferente jerarquía. La herencia se refiere a la tendencia general a la reproducción en las posiciones de origen. Se identi-

fica a través de tres parámetros: uno para la herencia en general (igual que el parámetro del modelo de la diagonal principal), y los otros dos para las posiciones de clase en las que se presupone un mayor nivel de herencia. En primer lugar se encuentran las clases basadas en la propiedad de capital económico en general (pequeña burguesía y pequeños propietarios agrícolas) y en el capital cultural (clase de servicios); en segundo lugar, la clase basada específicamente en la propiedad de capital agrícola (pequeños propietarios agrícolas). El efecto de sector alude a las dificultades para experimentar movilidad entre las clases que se ubican en distintos sectores de actividad, y se resumen en un parámetro que diferencia aquellas clases del sector agropecuario de las no agropecuarias. Finalmente, la afinidad alude a la cercanía (o lejanía) entre las clases y se capta por medio de dos parámetros: uno da cuenta de la disimilitud entre las clases extremas (la de servicios y la de trabajadores agrícolas), mientras el otro refleja la afinidad positiva entre diferentes conjuntos de clases: a) entre las clases no manuales de servicios (I+II) y rutinarias (III), b) entre las clases de trabajadores manuales urbanos, calificados (V+VI) y no calificados (VIIa); c) entre las clases de pequeños propietarios urbanos (IVa+b) y agrícolas (IVc); y d) entre las clases de pequeños propietarios urbanos (IVa+b) y de servicios (I+II).²⁵

¿En qué medida el modelo CASMIN compite con los anteriores en términos de su capacidad de ajuste a los datos? Como

25 Para más detalles sobre los supuestos y las características del modelo CASMIN, ver el capítulo metodológico de esta compilación.

muestra el Cuadro 4.5, el modelo CASMIN tiene un ajuste similar al de los modelos de asociación uniforme y *linear-by-linear*. De esta manera, si aquellos modelos sugerían que el patrón de asociación en la Argentina se caracteriza por la existencia de herencia de clase y de distintas propensiones a la movilidad producto de diferencias jerárquicas entre las clases, el modelo CASMIN –que, como hemos dicho, también incluye efectos de herencia y jerárquicos– parece indicar que, además, han de tomarse en consideración otras características de las clases.

El desempeño que muestra el modelo CASMIN merece mención en tanto sugiere que, al menos en principio, el modelo propuesto para dar cuenta del patrón de movilidad en los países europeos de industrialización temprana también permite describir el patrón que caracteriza a la sociedad argentina. Hay que notar, sin embargo, que si bien el ajuste para el caso argentino es similar al que encuentran Erikson y Goldthorpe (1992) en varios de los países europeos que analizan, no lo es tanto respecto al que obtienen para Inglaterra y Francia. Dichos países sirvieron de base para la elaboración del modelo CASMIN.²⁶

Por otra parte, conviene advertir que un «mejor» ajuste no significa necesariamente un «buen» ajuste a los datos. La prueba de hipótesis que evalúa las diferencias entre las frecuencias obser-

26 Al respecto ver los datos que presentan los autores en el Cuadro 5.1 (p. 142). Adviértase que la comparación toma en cuenta los resultados del modelo aplicado a países desarrollados y en otro momento histórico. De cualquier manera, tal modelo se mantiene como una especie de pauta «universal» para evaluaciones posteriores en diferentes países y en diferentes momentos de tiempo.

vadas y las estimadas por los modelos utilizando G^2 sugiere que ni con el modelo CASMIN, ni con ningún otro, se logra un ajuste aceptable (al menos como indican los bajos valores de p en el Cuadro 4.5). Estos resultados podrían deberse al tamaño relativamente grande de la muestra (pues, como dijimos, la sensibilidad de G^2 al número de casos puede llevar a que se rechacen modelos por pequeñas diferencias, que si bien son significativas en términos estadísticos, no lo son desde un punto de vista sociológico). Sin embargo, a través del ID también se llega a la misma conclusión: en todos los modelos estimados asume valores superiores a 2% o 3%; valores más altos que los considerados como indicativos de un ajuste aceptable (Agresti 2002, p. 329-330).

Los coeficientes del modelo CASMIN que se presentan en el Cuadro 4.6 permiten ahondar en las especificidades del patrón de asociación entre orígenes y destinos. Además de los coeficientes para Argentina, se incluyen también y con fines comparativos, los calculados por Erikson y Goldthorpe en su estudio sobre los países europeos de industrialización temprana.²⁷

Veamos primero los principales rasgos del patrón de asociación que se desprenden de aquellos coeficientes que reflejan dificultades para la movilidad (con valores menores a 1). En primer lugar, la división entre actividades urbanas y rurales es de gran relevancia para explicar las diferentes propensiones a la movilidad

27 Los coeficientes de Erikson y Goldthorpe corresponden a los cálculos para Inglaterra y Francia que se presentan en el Cuadro 4.4 (pág. 135), cuyos valores aquí presentamos de manera exponencial.

CUADRO 4.6
COEFICIENTES (EXPONENCIADOS) DEL MODELO CASMIN
PARA VARONES (N=3320)¹

	ARGENTINA	INGLATERRA Y FRANCIA ²
JERARQUÍA 1	0.78**	0.80***
JERARQUÍA 2	0.68**	0.66***
HERENCIA 1	1.93**	1.54***
HERENCIA 2	1.31**	2.25***
HERENCIA 3	1.23	2.61***
SECTOR	0.46**	0.36***
AFINIDAD 1	0.52**	0.46***
AFINIDAD 2	1.60**	1.58***

¹Tabla de movilidad con esquema CASMIN de siete clases.

²Datos de Erikson y Goldthorpe (1992). Cuadro 4.4, pág. 135. Aquí se presentan en forma exponenciada con fines comparativos.

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Fuente: Encuestas sobre Estratificación y Movilidad Social 2003 a 2010 (IIGG, UBA).

intergeneracional. En efecto, el coeficiente de sector arroja un valor de 0.46 (el más alto entre todos los coeficientes estimados), lo que significa que la movilidad entre las clases agrícolas y las urbanas ocurre con una frecuencia menor a la mitad que otras formas de movilidad. En segundo lugar, son muy escasos los movimientos entre las posiciones extremas de la estructura de clases. El coeficiente de afinidad 1 —que en realidad es de afinidad negativa (*disaffinity*)—, con un valor de 0.52, indica la poca frecuencia de los movimientos en uno y otro sentido entre la clase de servicios y la de trabajadores agrícolas. Las diferencias jerárquicas entre las clases también parecen imponer restriccio-

nes a la movilidad, pero en forma más moderada, como surge de los valores que asumen los coeficientes de jerarquía 1 (0.78) y de jerarquía 2 (0.68).

Por su parte, los coeficientes que reflejan las combinaciones de orígenes y destinos que son más frecuentes (con valores superiores a 1), sugieren que el mayor efecto se asocia con la reproducción intergeneracional de las posiciones de clase: el coeficiente de herencia 1, que resume la inmovilidad intergeneracional (por medio de un solo parámetro para todas las celdas de la diagonal principal), indica que es casi 2 veces tan frecuente (1.93) mantener la posición de los padres que experimentar movilidad hacia cualquier otra posición. Sin embargo, los otros dos coeficientes que miden la herencia no tienen la misma relevancia. Por un lado, el coeficiente de herencia 2 indica que hay reproducción en las clases que se basan en la transmisión de capital cultural y capital económico (clase de servicios, pequeña burguesía y pequeños propietarios agrícolas), pero que ésta es de una magnitud reducida (1.31). Por otro lado, el coeficiente de herencia 3 no es estadísticamente significativo, lo que sugiere que, contrario a lo que supone el modelo, no hay un nivel de reproducción particularmente elevado en la clase Ivc. Finalmente, el coeficiente de afinidad 2, que busca dar cuenta de la mayor facilidad de movimientos entre posiciones afines, asume un valor algo menor, aunque también estadísticamente positivo y significativo (1.60).

En suma, a partir de los coeficientes del modelo CASMIN es posible describir a grandes rasgos el patrón de asociación entre orígenes y destinos de la Argentina: en primer lugar, la considerable herencia de clase; en segundo, las importantes barreras para el pasaje desde y hacia las clases agrícolas. Finalmente, la movilidad de larga

distancia entre las posiciones que se encuentran en la cumbre y en la base de la estructura de clases es muy poco frecuente. Asimismo hay restricciones a la movilidad impuesta por las diferencias jerárquicas entre las clases; pero éstas son de menor magnitud.

¿En qué medida estos resultados se asemejan a los que muestran Erikson y Goldthorpe al estudiar los países europeos de industrialización temprana? Como puede observarse en el Cuadro 4.6, los coeficientes para la Argentina tienen valores muy similares o menores a los estimados para Inglaterra y Francia, con la única excepción del coeficiente de herencia 1. En este sentido, el modelo CASMIN parece sugerir que la herencia de clase es más intensa en este país. Sin embargo, esto sólo se desprende del coeficiente de herencia 1, pues como mencionamos con anterioridad, los coeficientes de herencia 2 y 3 no arrojan valores elevados. En particular, destáquese el contraste que se observa en el de herencia 3: mientras el valor que asume para Inglaterra y Francia indica que la reproducción en la clase de pequeños propietarios agrícolas (IVc) es muy elevada, el correspondiente a la Argentina es mucho más reducido y no es estadísticamente significativo.

Así y a partir de la comparación de los parámetros del modelo CASMIN para Argentina y para los países examinados por Erikson y Goldthorpe, surgen dos aspectos destacables. En primer lugar, en Argentina parece registrarse una mayor reproducción intergeneracional de las posiciones de clase, pero esa herencia general se capta en forma satisfactoria por los parámetros específicos de herencia 2 y 3, que ponen un énfasis especial en la transmisión intergeneracional del capital económico de los pequeños propietarios, sean éstos urbanos (parámetro 2) o rurales (parámetros 2 y 3).

En segundo lugar, la mayor reproducción intergeneracional

que se observa en Argentina no debe interpretarse necesariamente como que el patrón de asociación entre posiciones de clase de padres e hijos sea, en términos generales, más rígido (o en otras palabras, que el nivel de fluidez social sea menor). Así lo sugieren los otros parámetros del modelo CASMIN que dan cuenta de las propensiones a la movilidad entre diferentes clases. En la medida en que para Argentina asuman valores similares o aun menores que para los países evaluados por Erikson y Goldthorpe, estos parámetros parecerán indicar que, cuando tiene lugar la movilidad, se ve ésta menos influida por la clase de origen. Recuérdese, de cualquier modo, que esos parámetros sólo dan cuenta de la propensión a la movilidad entre determinadas clases. Esto significa que en Argentina, no puede descartarse que las propensiones a la movilidad sean menores entre otras combinaciones de clase que el modelo CASMIN no capta.

4.6 DIFERENCIAS EN LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE VARONES Y MUJERES

En la sección anterior examinamos los patrones de movilidad relativa únicamente para el universo masculino. La finalidad es aportar resultados comparables con los de estudios clásicos realizados en otras sociedades. En esta sección evaluamos si esos patrones son similares para las mujeres y, de no ser el caso, en qué sentido difieren. Si bien al examinar la movilidad absoluta encontramos diferencias entre sexos, de esto no se sigue que también las encontremos al analizar la movilidad relativa. Ello se debe a que esta última permite controlar el efecto de factores estructurales, asociados con las transformaciones generales en la estructura ocupa-

cional, pero también a aquéllas que se vinculan específicamente con la segregación por género.

El Cuadro 4.7 presenta la bondad de ajuste de los mismos modelos log-lineales que evaluamos en la sección anterior, esta vez tanto para varones como para mujeres. Además y en este caso, utilizamos una versión más agregada del esquema CASMIN con seis categorías: unimos a las clases IVC y VIIB debido al escaso número de mujeres en el sector rural.

Los resultados sugieren, en primer lugar, que los modelos que mejor representan el patrón de movilidad relativa son, en términos generales, los mismos para ambos sexos; pero hay ciertas especificidades. El modelo CASMIN produce un mejor ajuste entre los varones que entre las mujeres. No obstante, es el modelo que ajusta en forma más adecuada en la población femenina, sin importar el indicador que se considere. Así, mientras entre los varones los modelos jerárquicos (asociación uniforme, *linear-by-linear* y cruces) producen un ajuste tanto o más satisfactorio que el modelo CASMIN, entre las mujeres es más que claro que, para dar cuenta del patrón de asociación entre orígenes y destinos, no basta con considerar esos efectos jerárquicos.

En segundo lugar, la asociación entre orígenes y destinos parece acentuarse menos entre las mujeres. Esto se desprende, por un lado, del modelo de independencia. Aunque el ajuste de este modelo no sea satisfactorio ni para los varones ni para las mujeres, entre estas últimas es algo mejor. Por otro lado, la misma conclusión se obtiene al examinar los modelos que tratan de captar algún tipo de asociación entre orígenes y destinos. Estos modelos muestran tendencias contrarias al de independencia: en todos los casos, el ajuste es algo mejor para los varones que para las mujeres.

CUADRO 4.7
BONDAD DE AJUSTE DE MODELOS LOG-LINEALES DE MOVILIDAD
INTERGENERACIONAL PARA VARONES Y MUJERES*

VARONES (N=3320)	G ²	p	gl	ID	BIC	rg ²
MODELO						
1. INDEPENDENCIA	835.934	0.0000	25	18.9	633.241	-
2. DIAGONAL PRINCIPAL	317.378	0.0000	24	12.1	122.792	62.0
3. CUASI-INDEPENDENCIA	188.965	0.0000	19	7.6	34.918	77.4
4. CUASI-INDEPENDENCIA CON ESQUINAS	94.517	0.0000	17	5.6	-43.315	88.7
5. CUASI-INDEP. CON ESQ. Y MOV. CORTO ALCANCE	87.052	0.0000	16	5.2	-42.672	89.6
6. CUASI-INDEP. + ASOCIA- CIÓN UNIFORME	33.611	0.0140	18	2.9	-112.328	96.0
7. CUASI-INDEP. + LINEAR BY LINEAR **	35.369	0.0090	18	2.8	-110.570	95.8
8. CRUCES	39.548	0.0060	20	3.4	-122.606	95.3
9. CASMIN	40.290	0.0020	18	3.2	-105.649	95.2

MUJERES (N=2171)	G ²	p	gl	ID	BIC	rg ²
MODELO						
1. INDEPENDENCIA	432.057	0.0000	25	17.1	239.984	-
2. DIAGONAL PRINCIPAL	315.322	0.0000	24	15.1	130.930	27.0
3. CUASI-INDEPENDENCIA	216.046	0.0000	19	10.9	70.070	50.0
4. CUASI-INDEPENDENCIA CON ESQUINAS	116.344	0.0000	17	7.9	-14.266	73.1
5. CUASI-INDEP. CON ESQ. Y MOV. CORTO ALCANCE	114.953	0.0000	16	7.7	-7.974	73.4
6. CUASI-INDEP. + ASOCIA- CIÓN UNIFORME	56.812	0.0000	18	5.0	-81.481	86.9

7. CUASI-INDEP. + LINEAR BY LINEAR **	58.740	0.0000	18	5.3	-79.553	86.4
8. CRUCES	105.626	0.0000	20	7.5	-48.033	75.6
9. CASMIN	53.536	0.0000	18	4.7	-84.757	87.6

* Tablas de movilidad con esquema CASMIN de seis clases.

**Con ISEI de hijos y padres.

Fuente: Encuestas sobre Estratificación y Movilidad Social 2003 a 2010 (IIGG, UBA).

Evaluamos si efectivamente existen diferencias por sexo en la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos a través de la estimación de tres modelos adicionales. Además de la clase de los hijos/as y la clase de los padres, estos modelos incorporan el sexo como tercera variable. El primero, de asociación nula, supone que no hay asociación entre orígenes y destinos de clase; sólo se toma como base para comparar la mejora que producen los otros dos modelos en cuestión. El segundo, de asociación constante, asume que sí hay asociación entre orígenes y destinos de clase, pero que no hay diferencias por sexo en la intensidad de esa asociación. El tercero, de efectos uniformes o UNIDIFF, postula que sí existen esas diferencias, pero que son «uniformes»; en otras palabras, que varían en el mismo sentido (alejándose o acercándose de la independencia estadística) en las distintas combinaciones de orígenes y destinos. Este modelo, pues, supone que todas las razones de momios (*odds ratios*) del cuadro bajo análisis se mueven en una misma dirección de una cohorte a la otra. El modelo captura las variaciones en la intensidad de la asociación a través de un único parámetro resumen, mismo que se expresa en el coeficiente Beta.

Los resultados indican que, como habíamos advertido al evaluar a mujeres y varones por separado, la asociación entre oríge-

nes y destinos es distinta entre los sexos y más acentuada en el caso de los varones (Cuadro 4.8). En primer lugar, el modelo que asume que hay diferencias entre sexos (UNIDIFF) ajusta mejor que el que asume que no las hay (asociación constante). En segundo lugar, el coeficiente Beta arroja valores menores a 1 entre las mujeres, lo que indica que en términos globales, la intensidad de la asociación es mayor entre los varones.

Sin embargo, las diferencias entre mujeres y varones no serían de una gran magnitud. Por un lado, la mejora en el ajuste que produce el modelo UNIDIFF es reducida: la diferencia en G^2 entre ese modelo y el de asociación constante sólo es significativa para $p < 0.1$, mientras el BIC no muestra mejoras. Por otro lado, si bien el coeficiente Beta es menor a 1, no está muy por debajo de ese valor.

CUADRO 4.8
MODELOS LOG-LINEALES DE DIFERENCIAS ENTRE SEXOS*

MODELOS	G^2	p	gl	ID	BIC	rG^2
1. ASOCIACIÓN NULA	1,272.114	0.0000	50	18.2	841.551	-
2. ASOCIACIÓN CONSTANTE	71.641	0.0000	25	3.8	-143.640	94.4
3. EFECTOS UNIFORMES (UNIDIFF)	68.877	0.0000	24	3.6	-137.793	94.6
DIFERENCIA (2) – (3)	2.764	0.0964	1			
PARÁMETROS BETA (UNIDIFF)	1.0000	0.8926				

* Tablas de movilidad con esquema CASMIN de seis clases.

Fuente: Encuestas sobre Estratificación y Movilidad Social 2003 a 2010 (IIGG,UBA).

En síntesis, las mujeres tienden a exhibir una mayor movilidad que los varones. En otras palabras, entre ellas, los orígenes de cla-

se son menos definitivos de sus destinos de clase. Sin embargo, las diferencias entre sexos en las oportunidades de movilidad relativa no son de gran magnitud.

4.7 CAMBIOS EN LA FLUIDEZ SOCIAL A TRAVÉS DEL TIEMPO

Al examinar la movilidad absoluta encontramos indicios de que la sociedad argentina habría asistido a una reducción en las oportunidades de movilidad intergeneracional a través del tiempo. ¿En qué medida hay evidencias de que la situación actual sería también menos favorable que en el pasado en materia de movilidad relativa?

Para explorar si hay indicios de una tendencia en el tiempo hacia la disminución en las oportunidades relativas de movilidad, recurrimos nuevamente a la estimación de los modelos de asociación nula, asociación constante y UNIDIFF, pero esta vez incorporamos como tercera variable la cohorte de nacimiento (con las mismas cuatro cohortes que utilizamos para analizar la movilidad absoluta). El Cuadro 4.9 presenta los resultados obtenidos del ajuste de estos modelos para mujeres y varones por separado.

Entre los varones, el modelo de efectos uniformes produce una muy ligera mejoría en el valor del índice de disimilitud. Sin embargo, el BIC no registra mejoras y la reducción en el valor de G^2 que se observa con este modelo sólo es significativa para $p = 0.0710$. En otras palabras, los hallazgos no son sustantivos como para rechazar el modelo de asociación constante. De todos modos, los valores de los parámetros que muestran la fuerza de la asociación crecen monótonicamente con cada cohorte. Lo anterior indica que de haber alguna tendencia, ésta es hacia una disminución de la fluidez social a través del tiempo.

CUADRO 4.9
MODELOS LOG-LINEALES DE DIFERENCIAS ENTRE COHORTES DE NACIMIENTO PARA VARONES Y MUJERES*

A) VARONES	G ²	p	g ¹	ID	BIC	IG ²
MODELOS						
1. ASOCIACIÓN NULA	950.888	0.0000	100	20.0	140.195	-----
2. ASOCIACIÓN CONSTANTE	108.375	0.0071	75	6.3	-499.646	88.6
3. EFECTOS UNIFORMES	101.345	0.0129	72	6.1	-482.354	89.3
DIFERENCIA (2) - (3)	7.030	0.0710	3			
COHORTES	1939-1957	1958-1968	1969-1977	1978-1990		
PARÁMETROS BETA (UNIDIFF)	1.0000	1.1922	1.2049	1.3146		
B) MUJERES	G ²	p	g ¹	ID	BIC	IG ²
MODELOS						
1. ASOCIACIÓN NULA	564.152	0.0000	100	19.7	-204.528	-----
2. ASOCIACIÓN CONSTANTE	131.342	0.0001	75	8.4	-444.668	76.7
3. EFECTOS UNIFORMES	127.956	0.0001	72	8.3	-425.494	77.3
DIFERENCIA (2) - (3)	3.886	0.2740	3			
COHORTES	1940-1957	1958-1968	1969-1977	1978-1990		
PARÁMETROS BETA (UNIDIFF)	1.0000	1.2010	1.3123	1.3639		

* Tablas de movilidad con esquema CASMIN de seis clases.

Fuente: Encuestas sobre Estratificación y Movilidad Social 2003 a 2010 (IIGG,UBA).

En el caso de las mujeres y ante la escasa cantidad de casos en el sector rural, los hallazgos son más tentativos. Estos resultados, tomados con el debido recaudo, muestran que el modelo de efectos uniformes no produce mejoras atendibles en ninguna de las medidas consideradas de bondad de ajuste. No obstante, puede verse que los parámetros sugieren la misma tendencia que entre los varones, en tanto crecen al pasar de las cohortes de mayor edad a las de menor edad.

En suma, la información disponible no revela con claridad la existencia de cambios a través del tiempo en el grado de fluidez social, particularmente en el caso de las mujeres. Sin embargo, los resultados sugieren que, si hubo algún cambio, éste fue hacia una reducción en las oportunidades de movilidad.

Nuestras conclusiones parecen aproximarse más a lo que Goldthorpe (2012) señaló en fechas recientes para Gran Bretaña. Critica miradas optimistas que venían del análisis de movilidad realizado por economistas, particularmente por la dificultad que enfrentan al no distinguir movilidad absoluta y relativa. A pesar de una importante movilidad absoluta, «las tasas relativas de movilidad de clase intergeneracional, medidas por las razones de momios (*odds ratios*), mostraron una constancia sobre la mayor parte del siglo xx o en todo caso sin un cambio direccional sostenido [...] En otras palabras, la fuerza de la asociación entre la posición de clase de los hijos y sus padres, *considerada neta de los efectos estructurales de clase*, se mostró marcadamente robusta. Aunque una movilidad ascendente creciente podría crear una impresión contraria, Gran Bretaña no se ha vuelto en realidad una sociedad más fluida o ‘abierta’.» (p. 6, énfasis original).

Al retomar la distinción planteada por Hout y Guest (2013),

los jóvenes argentinos pueden haber encontrado una estructura ocupacional diferente —quizás más favorable— respecto de la de sus padres —sin que nuestras estimaciones muestren claras evidencias de que pudieron escapar de las restricciones de sus orígenes sociales— y mejorar sus oportunidades relativas de movilidad.

4.8. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos presentado los rasgos principales de la movilidad intergeneracional de clase en Argentina durante los primeros años de este siglo. Analizamos la movilidad absoluta y relativa, y prestamos atención a las diferencias entre sexos al explorar posibles cambios a través del tiempo.

La estructura de clases de Argentina experimentó importantes transformaciones en las últimas décadas. Algunas tendencias reflejan procesos de largo plazo, como la disminución de las clases rurales (IVc y VI1b), que inició pronto en el siglo xx, o el crecimiento constante de la clases de servicios (I+II), que comenzó en la última etapa del modelo sustitutivo de importaciones, hacia fines de la década de 1950. Otras tendencias han sido diversas —e incluso contradictorias— en los distintos contextos históricos, como lo sucedido con la clase de trabajadores manuales no calificados, que habría aumentado de tamaño en la última parte del siglo xx para luego registrar cierta trayectoria en sentido inverso entre 2003 y 2010.

En este marco, el análisis mostró que en la sociedad argentina de principios del siglo xx, se registraron tasas de movilidad absoluta intergeneracional relativamente elevadas: en 2003-2010 fueron más quienes experimentaron algún tipo de movilidad ascen-

dente o descendente que quienes mantuvieron su clase de origen. A esto se suma que, entre quienes experimentaron movilidad, son más frecuentes los movimientos ascendentes que descendentes. Si bien estas tendencias se repiten tanto en varones como en mujeres, en ellas son más acentuadas, lo que no puede desvincularse del efecto de la segregación ocupacional por género. Las diferentes ocupaciones en las que se insertan mujeres y varones dan lugar a variaciones importantes en las estructuras de clase de unas y otros. Lo anterior se refleja en diferencias entre las distribuciones marginales de padres (varones) e hijas y, en consecuencia, en una movilidad absoluta más elevada.

Pero si bien los niveles de movilidad absoluta son considerables, encontramos indicios de que la situación habría sido más favorable en el pasado. La evaluación de los cambios a través del tiempo enfrentó restricciones debido a la ausencia de datos previos para el total del país. Por este motivo, recurrimos al análisis de diferentes cohortes de nacimiento con el fin de aportar alguna evidencia en ese sentido. Los resultados de la exploración mostraron que las oportunidades de movilidad y, en particular, de movilidad ascendente, se reducen a través de las sucesivas cohortes. Esto sugiere que el proceso de deterioro en materia social que experimentó Argentina a partir de las últimas décadas del siglo xx también se habría reflejado en el plano de la movilidad absoluta intergeneracional.

A pesar de las transformaciones que experimentó la estructura de clases, sólo una pequeña parte de la movilidad absoluta que se observa en 2003-2010 corresponde a la llamada «movilidad estructural». En otras palabras, un número importante de los individuos son socialmente móviles porque lograron escapar a las

restricciones de sus orígenes sociales, haya sido para avanzar o retroceder del punto de partida, más allá de los cambios ocurridos en la «oferta de posiciones vacantes» entre las estructuras de clase de padres e hijos.

Pudimos dar cuenta de la asociación entre orígenes y destinos de clase con independencia de las diferencias en las estructuras de clase de padres e hijos a través del examen de la movilidad relativa. En forma más precisa, analizamos dos aspectos de ésta: la intensidad y el patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase.

En relación con la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos —o el nivel de fluidez social—, el análisis mostró, en primer lugar, que las diferencias que habíamos notado entre mujeres y varones al evaluar la movilidad absoluta son menores cuando examinamos la movilidad relativa. Si bien entre las mujeres los orígenes de clase son menos definitivos de sus destinos de clase —entre ellas el grado de asociación es menor—, esas diferencias no serían de gran magnitud. Esto sugiere que una parte importante de la mayor movilidad absoluta de las mujeres se podría deber al efecto que tiene la segregación ocupacional por género sobre el tamaño de las clases en mujeres y varones.

En segundo lugar, no encontramos indicios claros de cambios a través del tiempo en la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos de clase. Sobre todo y en el caso de las mujeres, los datos no permiten descartar que la situación se haya mantenido sin modificaciones sustantivas. No obstante, las estimaciones también indicarían que, si hubo algún cambio, fue en la misma dirección que lo observado con la movilidad absoluta; a saber, hacia una reducción en las oportunidades de movilidad a través del tiempo.

Por su parte, al explorar las características del patrón de aso-

ciación entre orígenes y destinos de clase en Argentina, prestamos especial atención a evaluar en qué medida ese patrón puede describirse a través del modelo CASMIN (propuesto y utilizado ampliamente en la investigación internacional para los países europeos de industrialización temprana). El interés por este modelo se basa en sus elaborados supuestos conceptuales acerca del carácter de las clases –no reducibles a diferencias jerárquicas–, y de cómo sus características dan lugar a distintas propensiones a la movilidad.

Los resultados del análisis mostraron que el modelo CASMIN es uno de los que refleja de mejor manera el patrón de asociación en Argentina. Sin embargo no es el único. Ajustes similares se encontraron con otros modelos que plantean que la distancia jerárquica entre las clases constituye el aspecto clave para comprender cómo se distribuyen socialmente las oportunidades de movilidad (aspecto que también es considerado por el modelo CASMIN, pero no en forma exclusiva). Estos resultados son similares entre varones y mujeres. Sin embargo, entre las mujeres el modelo CASMIN produce un ajuste más satisfactorio que los modelos jerárquicos. Lo anterior indica que, en su caso, resulta más claro que para dar cuenta de las distintas propensiones a la movilidad, no es suficiente considerar las distancias jerárquicas entre clases.

A partir de los coeficientes del modelo CASMIN pudimos precisar algunos de los principales rasgos del patrón de asociación entre orígenes y destinos de la Argentina. De acuerdo con este modelo, sus características serían 1) una considerable herencia de clase; 2) importantes barreras a la movilidad entre las clases agrícolas y las urbanas; 3) escasa movilidad entre la cumbre y la base de la estructura y, en menor medida, 4) restricciones a la movilidad producto de las diferencias jerárquicas entre las clases.

El ajuste que muestra el modelo CASMIN destaca al indicar que el esquema propuesto para dar cuenta del patrón de movilidad en los países europeos de industrialización temprana, también permitiría describir el patrón que caracteriza a la sociedad argentina. Al comparar los parámetros del modelo CASMIN para el país con aquéllos que fueran estimados por Erikson y Goldthorpe para Inglaterra y Francia, concluimos lo siguiente. En primer lugar, en Argentina parece registrarse una mayor reproducción intergeneracional de las posiciones de clase. En segundo, esta mayor reproducción no significa que el patrón de asociación entre posiciones de clase de padres e hijos sea, en términos generales, más rígido. En este sentido, cuando en Argentina tiene lugar la movilidad, ésta parece verse menos afectada por restricciones de la clase de origen.

El potencial del modelo CASMIN para dar cuenta del patrón de asociación en Argentina y las diferencias no muy acentuadas que se observan entre los parámetros estimados para el país y para los países de industrialización temprana, constituye una de las conclusiones relevantes del capítulo (notemos que ese modelo fue elaborado no sólo para otros países sino también para otro momento histórico). No obstante, en el análisis también encontramos indicios de que en Argentina, habría especificidades que el modelo CASMIN no capta adecuadamente. En primer lugar, que el modelo haya logrado el «mejor ajuste», no significa que haya logrado un «buen ajuste». Los valores de las medidas de bondad de ajuste estimadas se encuentran algo por encima de lo que por lo general tiende a considerarse aceptable. En segundo lugar, algunos parámetros del modelo CASMIN no parecen ser relevantes para Argentina; en particular, aquéllos que buscan dar cuenta de la herencia en posiciones de clase específicas.

Por tanto, en este punto resulta conveniente retomar las advertencias de Ishida y Miwa (2011) respecto a la necesidad de poner a prueba modelos que descansan en teorías elaboradas para los países europeos de industrialización temprana. En este sentido, parece necesario diseñar modelos —posiblemente variaciones del modelo CASMIN— que también consideren las especificidades de las clases y la movilidad en los países de América Latina como la Argentina, una experiencia ya intentada por otros investigadores de la región.²⁸ Esto supone, además, comenzar con la elaboración de hipótesis sobre los mecanismos que expliquen la movilidad y que se encuentren detrás de las relaciones que muestran las tablas; aspecto que hasta el momento ha estado fuera de la agenda de investigación en la Argentina.



28 Ejemplos de estos intentos pueden verse en otros capítulos de esta compilación.

ANEXO

CUADRO 4.A1
TABLAS DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE CLASE
PARA VARONES Y MUJERES. ARGENTINA, 2003-2010

A) VARONES								
PADRES	HIJOS							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVC	VIIb	
I+II	218	54	71	55	46	6	3	453
IIIa+b	67	43	30	44	32	0	0	216
IVa+b	101	68	147	86	72	4	9	487
V+VI	107	79	114	273	218	8	14	813
VIIa	82	72	91	179	332	10	19	785
IVC	27	18	48	37	69	26	13	238
VIIb	18	18	20	71	110	12	79	328
TOTAL	620	352	521	745	879	66	137	3320

B) MUJERES								
PADRES	HIJAS							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVC	VIIb	
I+II	189	60	38	15	24	1	0	327
IIIa+b	81	39	16	6	41	1	0	184
IVa+b	139	69	33	19	70	0	7	337
V+VI	125	120	59	47	151	2	0	504
VIIa	63	93	53	55	226	0	2	492
IVC	22	25	22	10	47	2	4	132
VIIb	20	14	29	18	103	1	10	195
TOTAL	639	420	250	170	662	7	23	2171

Fuente: Encuestas sobre Estratificación y Movilidad Social 2003 a 2010 (IIGG, UBA).

CUADRO 4.A2
PUNTAJES DE ESTATUS SOCIOECONÓMICO DE LAS OCUPACIONES,
PROMEDIOS DE INGRESOS Y PROMEDIOS DE AÑOS DE EDUCACIÓN
POR SEXO. ARGENTINA, 2003-2010

A) VARONES				
CLASES	ISEI (ESTATUS OCUPACIONES)*	INGRESO INDIVIDUAL**	INGRESO DEL HOGAR**	AÑOS DE EDUCACIÓN
I+II	58.6	2,322.5	3,295.2	15.2
III	45.0	1,367.9	2,000.7	12.1
IIIa+b	40.0	1,502.9	1,896.5	11.3
IVa+b	33.0	1,351.6	1,748.1	9.6
V+VI	28.2	1,126.8	1,553.6	8.2
VIIa	24.6	677.3	1,162.7	7.3
IVC	22.3	786.1	1,067.0	6.2
VIIb	38.0	1,435.8	1,944.4	10.5
N° CASOS	3580	2661	3000	3580
B) MUJERES				
CLASES	ISEI (ESTATUS OCUPACIONES)*	INGRESO INDIVIDUAL**	INGRESO DEL HOGAR**	AÑOS DE EDUCACIÓN
I+II	56.9	1,636.3	2,757.7	15.6
III	46.4	1,140.2	2,024.2	12.5
IIIa+b	42.0	927.0	1,636.6	10.6
IVa+b	31.3	960.5	1,518.9	9.5
V+VI	19.8	597.5	1,260.6	8.6
VIIa	21.0	1,010.7	1,896.9	9.2
IVC	21.8	395.9	925.5	4.7
VIIb	39.3	1,034.6	1,865.8	11.7
N° CASOS	2364	1706	1977	2364

* Índice de estatus socioeconómico de las ocupaciones elaborado por Ganzeboom y Treiman (1996).

** Corresponde al promedio de ingresos mensuales nominales. Para una encuesta de 2005 no hay información sobre ingresos, por ello las diferencias de casos.

Fuente: Encuestas sobre Estratificación y Movilidad Social 2003 a 2010 (IIGG, UBA).

CAPÍTULO 5
**MOVILIDAD DE CLASE
EN EL BRASIL CONTEMPORÁNEO***

*Carlos Antonio Costa Ribeiro
y Patricio Solís*

5.1 INTRODUCCIÓN

Un estudio reciente sobre movilidad social en Brasil indica claramente que hubo un aumento en la fluidez social y, por tanto, una disminución de la desigualdad de oportunidades entre 1970 y 2000 (Ribeiro 2012). Ese estudio se enfocó principalmente en las tendencias de la fluidez social a lo largo de los años y mostró una disminución de la asociación entre las clases de origen y de destino desde la década de los setenta. Esta reducción se dio principalmente por el efecto mediador de la escolaridad. Aunque las tendencias se analizaron a detalle, la forma y la estructura que definen las principales barreras a la movilidad social todavía no se comparan con los datos más recientes, que corresponden al año 2008.¹ El objetivo de este capítulo es presentar estas barreras y defi-

* Esta investigación fue financiada por el CNPQ y la FAPERJ.

1 En este capítulo usamos datos de la «*Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades (PDSD-2008)*». Los datos de esa encuesta se recolectaron a partir de una muestra probabilística (en tres etapas: municipios,

nir el patrón brasileño de movilidad social y compararlo con otros países de América Latina.

En dos estudios previos sobre Brasil, se analizaron las principales barreras a la movilidad social impuestas por un patrón, o forma general, de estructuración de las clases sociales (Ribeiro 2007, Scalón 1999). Estos estudios mostraron que el «*core model of social fluidity*» (Erikson 1993) describe apropiadamente el patrón de fluidez social brasileño. No obstante, uno de ellos (Ribeiro 2007), asimismo demostró que una dimensión jerárquica entre las clases describe incluso mejor el patrón brasileño. De hecho, existe una antigua controversia en la bibliografía que opone dos perspectivas en el estudio de la movilidad social. La primera afirma que la fluidez social se estructura de acuerdo con ciertas barreras que posibilitan la movilidad entre ciertas clases y obstaculizan la movilidad entre otras (Erikson 1993, Erikson y Goldthorpe 1992a, 1992b). Este abordaje sugiere que la tabla de movilidad se rige por un «patrón topológico» que define las principales divisiones de clase y orienta la fluidez social. Una perspectiva alternativa sugiere que la dimensión u ordenación jerárquica

sectores censales y domicilios) de 8,048 domicilios. La muestra es representativa de la población brasileña (con excepción de la región rural del norte del país), y registró información sobre la movilidad social para los jefes y cónyuges de los jefes en los domicilios. Para este capítulo, seleccionamos hombres y mujeres que tenían una ocupación en 2008 y tenían una edad entre 20 y 64 años. La muestra de hombres incluyó 2,631 individuos y la de mujeres 2,249. Para mayores especificaciones sobre las muestras nacionales «*Pesquisas Nacionais por Amostragem Domiciliar*» (PNAD) de 1973, 1982, 1988 y 1996, así como sobre la PDSB-2008, consultar Ribeiro (2012).

entre las clases sociales es el factor determinante principal de la fluidez social (Hout 1984, Hout 1989, Hout y Hauser 1992).

En este capítulo presentamos análisis para Brasil con el objetivo de verificar qué perspectiva se adecua más al caso brasileño. Si tomamos en cuenta que el nivel de desigualdad en Brasil es extremadamente elevado, y que por tanto, la distancia entre las clases socioeconómicas es por demás marcada, podemos probar la hipótesis de que la dimensión jerárquica entre las clases desempeña un papel más que relevante en la determinación del patrón de fluidez social en el país. Por el contrario, podríamos imaginar que algunos clivajes de clase son más importantes, en tanto la desigualdad en el país se encuentra marcada por fuertes contrastes entre sectores sociales más pobres y otros más ricos. En este caso, también tiene sentido imaginar que un patrón definido por oposiciones claras entre algunas clases sea el más relevante. Sólo el análisis empírico de los datos nos permitirá verificar cuál de las dos perspectivas se ajusta más al caso brasileño.

Además de usar el caso brasileño para discutir la controversia en torno al patrón topológico o jerárquico, este capítulo trata algunos otros temas: la definición de la estructura de clases, las tasas absolutas de movilidad, la movilidad de las mujeres, y el efecto mediador de la escolaridad en el proceso de movilidad social. La estructura de clases se presentará en una versión más reducida de la que se utilizó en trabajos anteriores. Actualmente y en Brasil, hay un debate enorme sobre la expansión de la clase media, que se mide, en general, en términos de los ingresos promedio. Sin embargo, según la sociología, la clase media se define con base en las ocupaciones «de cuello blanco» o que exigen alguna calificación. Nuestros datos permiten definir claramente estas ocupa-

ciones y verificar en qué medida hubo una expansión de la clase media entre 1970 y 2000. También discutiremos las tasas absolutas de movilidad. Algunos estudios sobre las sociedades de industrialización tardía (Ishida 2005) indican que las tasas absolutas son particularmente importantes en estas sociedades. Aunado a lo anterior, presentaremos datos sobre las tasas absolutas y relativas de movilidad de las mujeres, así como el efecto mediador de la escolaridad en la movilidad social intergeneracional. En todos estos análisis partimos de una perspectiva comparativa que procura aproximar el caso brasileño a los otros presentados en el libro.

El capítulo se divide en cinco secciones más la presente. En la siguiente realizamos una breve descripción de la estructura de clases brasileña y sus cambios en las últimas décadas. La sección 5.3 analiza las pautas de movilidad absoluta intergeneracional. En la sección 5.4 nos concentramos en el análisis de la fluidez social, a partir del ajuste de modelos log-lineales, tanto para hombres como para mujeres. Finalmente, en la sección 5.5 discutimos el papel de la escolaridad como variable interviniente o mediadora de la movilidad intergeneracional de clase. Por último, en la sección de conclusiones, resumimos y valoramos los principales resultados de nuestro análisis.

5.2 ESTRUCTURA DE CLASES EN BRASIL

En 1994 se inició una tendencia de disminución de la desigualdad de ingresos en Brasil, que se acentuó todavía más a partir de 2002. Además, hubo un aumento generalizado de los ingresos. Esto propició que más del 50% de la población se considerase como de estratos medios en la distribución de los ingresos. Ante estos

cambios, el gobierno comenzó a hablar de una expansión de la clase media en Brasil. El principal trabajo propagandístico de esta expansión fue el libro de Neri (Neri 2011), que utiliza ampliamente el término «nueva clase media». A pesar del tono triunfalista, el libro presenta análisis muy interesantes y serios sobre la distribución del ingreso en Brasil y realmente muestra que hubo un incremento significativo en el número de personas y familias con ingresos intermedios. La pobreza, medida en términos de ingresos, también disminuyó significativamente.

Algunos sociólogos y economistas disputaron esa interpretación. En términos generales, no concordaban con la idea de que la clase media se midiese sólo en términos de ingresos. Aunque no hay duda que hubo una disminución de la desigualdad de ingresos, tiene sentido imaginar que la clase social no debe medirse sólo por los ingresos monetarios. Una larga tradición en las ciencias sociales sugiere que la clase se refiere, por un lado, a la situación de las personas en el trabajo, y por otro, a cierta identidad cultural ligada a esa situación. En este sentido, dos trabajos criticaron muy fuerte la idea de la enorme mejora, de la expansión de la clase media y de que Brasil era ya una sociedad de clase media. Pochman (2012) escribió un pequeño libro en donde decía que las condiciones de trabajo no mejoraron tanto como lo afirma Neri (2011). El libro destaca puntos fundamentales; no obstante, su lectura puede resultar confusa dadas las detalladas distribuciones porcentuales que presenta. Ahora bien, el sociólogo Souza (2012), descalifica de hecho los análisis cuantitativos sobre la nueva clase media y argumenta que la situación de clase debería definirse por el «capital cultural».

Tanto el trabajo de Pochman (2012) como el de Souza (2012)

destacan aspectos importantes. Cualquier estudioso de la estratificación social sabe que el «capital cultural» (medido generalmente por la educación de los padres y las personas) y la división del trabajo (que incluye categorías como manual, no manual, «cuello blanco», cuentapropias, empleadores, profesionales, etc.) son importantes para definir la distribución de clase en las sociedades. Aunque los libros de Souza y Pochman se oponen al de Neri, no hay de hecho contradicción entre las tres posiciones. La estratificación social es multidimensional en cualquier sociedad; a saber, en educación, cultura de clase, ocupación, posición en la estructura productiva y renta. Todas ellas son dimensiones distintas de la estratificación social que están estadísticamente correlacionadas, mas no perfectamente alineadas. La mejora de los ingresos es evidente, aunque el mercado de trabajo todavía incluya a un enorme número de trabajadores no calificados que por lo general y en la bibliografía sociológica, se definen como clase trabajadora y no como clase media (Charles y Grusky 2004). Además, todos saben que el nivel educativo de la población brasileña todavía es muy bajo. De hecho, todas estas características, presentadas como importantes en los estudios de la nueva clase media en Brasil, no son contradictorias.

Con el objetivo de contribuir al debate, presentamos en esta sección la distribución de clases sociales de Brasil de 1973 a 2008. Aquí consideramos tres grupos de clases: (1) profesionales y administradores; (2) trabajadores no manuales de rutina, pequeños propietarios y trabajadores manuales calificados (IIIa + IVa+b + v+vi), y (3) trabajadores manuales no calificados (VIIa + VIIb + Ivc). Este esquema de clases se utiliza ampliamente en el área de estratificación social y posibilita observar de forma clara y sucinta

la situación de clase de los brasileños. La clase media se representa por el grupo intermedio, o sea, por los trabajadores no manuales (generalmente personal trabajando en ventas y la burocracia en general), por los pequeños propietarios, (grupo compuesto por una mayoría de personas trabajando por cuenta propia y que poseen pequeños negocios) y por los trabajadores manuales calificados (grupo de trabajadores manuales que poseen alguna especialización o posición de supervisión). Estos tres grupos también podrían sumarse al de los profesionales y administradores (I+II), que son quienes desarrollan actividades de coordinación y dirección o tienen mayor calificación, de tal manera que podemos construir una «clase media ampliada». Quizás podríamos decir que el grupo de profesionales y administradores compone lo que popularmente llamamos la «clase media alta». En cualquier caso y desde el punto de vista sociológico, estos grupos en conjunto podrían definirse como la clase media. Los trabajadores manuales no calificados, sin embargo, no podrían incluirse en la clase media justamente por no poseer calificación. Lo anterior significa que cuentan apenas con su fuerza de trabajo para ofrecer en el mercado. Aunque el ingreso de los trabajadores no calificados haya aumentado, a ellos no se los define como clase media desde un punto de vista sociológico.

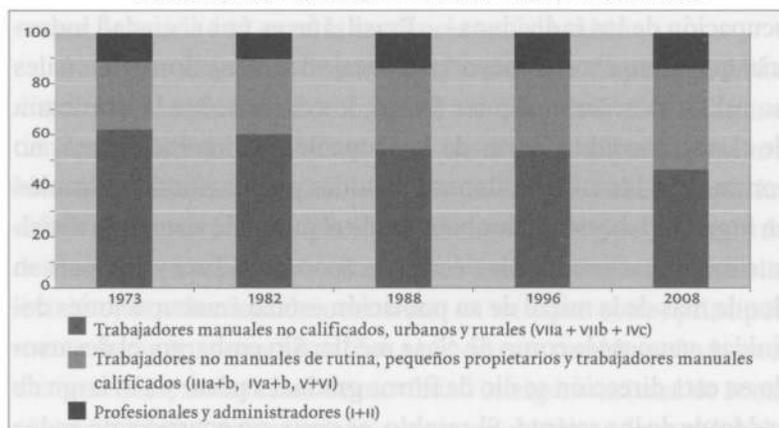
La Gráfica 5.1 presenta la evolución de los tres grupos recién descritos entre 1973 y 2008. En esta gráfica se presenta la información en conjunto para todos los individuos en el mercado de trabajo, incluyendo a hombres y mujeres. La inspección de la gráfica indica claramente que hubo una expansión de la «clase media» (grupo intermedio), principalmente entre 1996 y 2008. Entre 1973 y 1982 el aumento de la «clase media» fue de 11%,

entre 1982 y 1988 fue de 7.5%, entre 1988 y 1996 fue prácticamente nulo. Entre 1996 y 2008 hubo un aumento de 23%. En paralelo, se presentó una disminución de la «clase trabajadora» o «clase baja» (grupo en la base de la gráfica), del siguiente orden: de 3% entre 1973 y 1982, de 10% entre 1982 y 1988, de menos de 1% entre 1988 y 1996, y de 14% entre 1996 y 2008. Finalmente, observamos un aumento significativo de la «élite» o de la «clase media alta» (profesionales y administradores). Entre 1973 y 2008 este grupo —el que más creció entre 1982 y 1988— aumentó cerca de 25%. Si consideramos los dos primeros grupos en la cima de la gráfica como una «clase media ampliada», tendremos que sólo en 2008, la mayor parte de la población alcanzó esa posición. En 1996 cerca de 46.2% de los trabajadores eran profesionales, administradores, trabajadores no manuales de rutina, pequeños propietarios, y trabajadores manuales calificados. Pero en 2008 ese grupo ampliado ya contaba con 53.6% de la población trabajadora.

Al partir de una perspectiva sociológica, también podemos decir que fue sólo en la década de 2000 que la mayoría de la población brasileña realmente se compuso por más de 50% de las personas en la clase media, en el sentido amplio de la palabra. En este sentido, los análisis muy simples que presentamos en la Gráfica 5.1 indican que Brasil está convirtiéndose en una sociedad de clase media. En suma, el que Brasil se convierta en una sociedad de clase media no es sólo desde el punto de vista la distribución del ingreso, sino también desde el punto de vista de las ocupaciones tal como se usan en la sociología para medir la posición de clase de los individuos.

GRÁFICA 5.1

DISTRIBUCIÓN DE CLASE EN BRASIL ENTRE 1973 Y 2008



Cabe resaltar, sin embargo, que un enorme contingente de la población todavía se encuentra en la posición de trabajadores manuales no calificados. En sociedades industriales más avanzadas, el porcentaje de individuos en este grupo es menor al 46%. Por ejemplo, en la década de los noventa y en un conjunto de países europeos (Alemania, Francia, Italia, Irlanda, Inglaterra, Suecia, Noruega, Polonia, Israel y Holanda), el porcentaje de trabajadores no calificados (urbanos y rurales) varió entre 11.7% en Inglaterra y 40% en Polonia (Breen 2004). En Brasil, como vimos, el porcentaje era de 53.8% en 1996, y 46.6% en 2008. En Chile en 2001 el porcentaje era de 31%, en Corea del Sur de 40% en 2000, en Taiwán de 25% en 2005, y en Japón de 30% en 2005 (Ishida 2005).

Aunque la comparación con algunos de estos países no sea estrictamente rigurosa en la medida en que algunos trabajadores rurales en los países europeos y asiáticos están mucho mejor ca-

pacitados de lo que lo están en Brasil, podemos observar con claridad que en términos de la distribución de clases —medida por la ocupación de los individuos—, Brasil aún es una sociedad industrial que cuenta con el mayor porcentaje de trabajadores manuales no calificados. De cualquier forma, los datos sobre la estructura de clases, medida a partir de la ocupación de los individuos, no contradicen las informaciones obtenidas por los estudios basados en ingresos laborales. También desde el punto de vista de la distribución ocupacional, en la década de 2000, Brasil era ya un país en donde más de la mitad de su población estaba en ocupaciones definidas *grosso modo* como de clase media. Sin embargo, el desarrollo en esta dirección se dio de forma gradual a partir y a lo largo de la década de los setenta. El cambio, es decir, no ocurrió sólo en los últimos diez años y, por tanto, no puede atribuirse exclusivamente al papel de un gobierno específico. En realidad se trata de una consecuencia de procesos que ya ocurrían desde varias décadas atrás.

5.3 MOVILIDAD SOCIAL ABSOLUTA

El debate sobre la nueva clase media en Brasil se acompañó de la idea de que ocurriría una enorme expansión de la movilidad social en la década de 2000. Esta idea no es totalmente correcta: la movilidad intergeneracional en Brasil siempre fue alta y de hecho aumentó de manera constante a lo largo de las últimas décadas. A pesar de eso, en la década de 2000 el porcentaje de movilidad intergeneracional fue relativamente mayor al de las décadas anteriores. Con base en un esquema con seis clases sociales, Ribeiro (2012) mostró que en 1973, el índice de movilidad total para los hombres era de 55.3%, en 1982 de 57.7%, en 1988 de 60.7% en

1996 de 60.9%, y en 2008 de 67.3%. Si se hubiese adoptado una definición de más de seis clases, tendríamos un porcentaje aún mayor de movilidad, pero la tendencia sería la misma.

Las tasas absolutas de movilidad reflejan la disparidad de las distribuciones de clases de origen y destino. Esas distribuciones tienden a ser muy diferentes cuando las sociedades pasan por cambios estructurales en periodos cortos de tiempo. Sabemos que las diferencias entre las distribuciones de clases de origen (padres) y de destino (hijos) son muy acentuadas en Brasil, porque la industrialización y la urbanización ocurrieron en un lapso corto, principalmente durante 1960 y 1970. Los ecos de este cambio todavía pueden percibirse en las tasas de movilidad intergeneracional de 2008, como veremos al presentar abajo las tasas absolutas de movilidad.

Antes de presentar estos números, sin embargo, mostramos la tendencia en la movilidad intrageneracional; es decir, entre la clase de entrada al mercado de trabajo y la clase que los individuos ocupaban al momento de ser entrevistados. El argumento de la bibliografía sobre la «nueva clase media» en el Brasil es que hubo una mejoría en la vida de las personas, es especial en las décadas de 1990 y 2000. Esta mejoría no tendría que haberse acompañado de un incremento en la movilidad intergeneracional, pero sí de la movilidad de los individuos a lo largo de sus cursos de vida; a saber, en la movilidad intrageneracional. En este sentido, es importante verificar si realmente aumentó la movilidad intrageneracional ascendente. Aunque la bibliografía sobre la «nueva clase media» argumenta que hubo un aumento de la movilidad intrageneracional, ningún estudio verifica directamente si hubo este tipo de movilidad, porque no hay datos disponibles sobre el cambio en los patrones de renta de los mismos individuos a lo

largo de los cursos de vida. Los datos que se utilizan son todos transversales: datos de las PNAD,² que entrevistan individuos diferentes en cada año y no recolectan información sobre el ingreso de los individuos en diferentes momentos de sus vidas. Estos cálculos sólo podrían realizarse con datos longitudinales de ingresos, que no existen en Brasil.

Frente a esta limitación, los autores que hablan de la «nueva clase media» y que usan el ingreso para medir las clases, sólo sugieren que debió existir movilidad a lo largo de los cursos de vida. De manera alterna y al echar mano de información sobre la ocupación que tenían los individuos al momento en que fueron entrevistados, podemos verificar si hubo aumento en la movilidad intrageneracional a lo largo de los años. Las PNAD de 1973, 1982, 1988 y 1996, y la PDSB de 2009 colectaron información sobre la primera ocupación de los individuos. Al utilizar los tres grupos de clases definidos en la sección anterior, calculamos el índice de movilidad intrageneracional ascendente y obtuvimos los siguientes valores: 24.7% en 1973, 29.2% en 1982, 30.7% en 1988 35.0% en 1996 Y 42.0% en 2008.

En otras palabras, la expansión de la movilidad intrageneracional ascendente fue de 18% entre 1973 y 1982, de 5% en 1982 y 1988, de 13.8% entre 1988 y 1996 y de 20% de 1996 y 2008. Tanto en la década de los setenta como en la de los noventa y, en especial en la de 2000, hubo un aumento considerable de la movilidad a lo largo del curso de vida de las personas (movilidad intrageneracional).

2 Encuestas Nacionales por Muestra Domiciliar (PNAD por sus siglas en portugués), colectadas por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

El argumento de la literatura en torno a la «nueva clase media» (Neri 2011); es decir, de que en las décadas de los noventa y dos mil hubo una mejora sin precedentes en la situación de clase de la población, se corrobora en nuestros análisis. En otras palabras, no es sólo en términos de ingreso en donde al parecer hubo una mejora en la situación de clase, sino también en términos de la estructura ocupacional. Recuérdese no obstante, que usamos una clasificación muy reducida de la estructura ocupacional: si utilizáramos una clasificación más detallada de la estructura ocupacional, observaríamos mayor variación dentro de esta «clase media ampliada» a la cual nos referimos en los párrafos previos.

Aunque la movilidad intrageneracional (de la primera ocupación a la actual) es muy relevante, la información sobre movilidad intergeneracional (de la clase de los padres a la clase actual de los hijos), resulta más relevante al revelar los cambios en la situación de clase de las personas. Que algunos individuos entren al mercado laboral con una ocupación inferior a la de sus padres resulta por demás común. La razón es que, por lo general, comienzan a trabajar muy jóvenes —la de edad de entrada al mercado de trabajo en Brasil es de 15 años—. Sin embargo y al pasar del tiempo, suelen alcanzar una posición de clase igual o superior a la de los padres. Algunos autores definen este fenómeno como «contramovilidad» (Blau y Duncan 1967, Goldthorpe y Payne 1987). Por tanto, la comparación de la situación de clase de la familia de origen (medida en general por la ocupación del padre), con la de clase que los individuos ocupan a partir de los 20 ó 25 años de edad, es mucho más informativa sobre el grado de movilidad que caracteriza una determinada sociedad. En el Cuadro 5.1 presentamos algunos índices de movilidad intergeneracional.

La primera característica del Cuadro 5.1 que salta a la vista es la disparidad entre las distribuciones de clase de padres e hijos, tanto para hombres como para mujeres, para el país en su conjunto o para la población en ciudades con más de 20 mil habitantes. Esa disparidad puede resumirse por el índice de disimilitud. Éste mide el porcentaje de personas que deberían estar en una clase diferente de la que se encuentra para que las distribuciones de origen y destino fuesen idénticas. En el Brasil de 2008, ese índice era de 31.3% para los varones. Se trata de uno de los índices de disimilitud más altos registrados en los países para los que existe información semejante. Sólo Corea del Sur tuvo un índice semejante en el año 2000. En la Europa de la década de los noventa, el índice de disimilitud varió entre 16% para Alemania y 25% para Italia (Breen y Jonsson 2007). En Chile era de 13% en 2001. El índice de disimilitud para las mujeres es siempre un poco más elevado que para los hombres. En general, la comparación se hace entre las ocupaciones de los padres (hombres) y las hijas (mujeres), lo que implica que se comparen estructuras ocupacionales de hombres y mujeres que generalmente desempeñan actividades distintas (Charles y Grusky 2004).

La movilidad total en Brasil, con base en el esquema de siete clases EGP, era de 77% para los hombres y 81% para las mujeres. Esos índices son de hecho elevados en comparación con lo observado en otros países (Ribeiro 2007). Tanto el índice de disimilitud como la movilidad total tienden a ser mucho más elevados en sociedades que pasaron por cambios estructurales en lapsos cortos, como en el caso de la sociedad brasileña.

Las direcciones de la movilidad total son dos: ascendente o descendente. El esquema de clases que usamos permite determi-

nar tres tipos de movilidad ascendente o descendente: una entre las siete clases, otra entre cuatro macroclases, y una última en tres agregados de macroclases (los que usamos antes para discutir la ampliación de la clase media en Brasil). Al usar siete clases, la movilidad ascendente fue de 59.0% para los varones y de 62.7% para las mujeres, y con tres clases (agregadas a partir de las siete) fue de 48.6% para los varones y de 49.5% para las mujeres. Independientemente del grado de agregación utilizado, existe entre 2.2 y 3.4 veces más movilidad ascendente que descendente, y buena parte de la movilidad es entre macroclases; es decir, movilidad que cruza las barreras de clase más importantes.

Hay dos problemas con las tasas de movilidad absoluta presentadas en esta sección. En primer lugar, éstas no miden la asociación estadística entre las clases de origen y de destino. Esta medición es importante para definir la ventaja relativa de ascender socialmente que tienen los individuos con diferentes clases de origen. Por ejemplo, si la clase de profesionales y administradores cuadruplicara su tamaño entre la generación de los padres y los hijos, y todos los hijos de profesionales (en promedio 2) se tornarían profesionales, tendríamos que por lo menos la mitad de los profesionales deberían necesariamente provenir de otras clases. Desde el punto de vista de las tasas absolutas, habría mucha movilidad. No obstante y desde el punto de vista de las tasas relativas, habría una enorme asociación entre el origen y el destino de clase. Los profesionales tendrían certeza de que sus hijos devendrían en profesionales. En este caso, la desigualdad de oportunidades sería la mayor posible.

En segundo lugar, el análisis de las tasas relativas de movilidad social permite definir más detalladamente cuál es el patrón o

CUADRO 5.1

MEDIDAS RESUMEN DE MOVILIDAD SOCIAL INTERGENERACIONAL POR SEXO. BRASIL (2008)

A) DISTRIBUCIÓN POR CLASE SOCIAL	CONJUNTO NACIONAL				CIUDADES 20 MIL O MÁS			
	HOMBRES		MUJERES		HOMBRES		MUJERES	
	PADRES	HIJOS	PADRES	HIJOS	PADRES	HIJOS	PADRES	HIJOS
I-II. CLASE DE SERVICIOS	12.3	17.8	12.5	18.3	13.7	19.7	13.9	19.6
IIIa+b. NO MANUAL DE RUTINA	2.9	7.5	3.2	15.9	3.3	8.5	3.6	16.9
IVa+b. INDEPENDIENTES NO AGRÍCOLAS	8.5	15.1	9.5	14.7	9.3	16.4	10.1	15.8
V+VI. MANUALES CALIFICADOS Y SEMI-CALIFICADOS	24.1	27.6	24.1	16.1	27.4	30.4	26.4	17.2
VIIa. MANUALES DE BAJA CALIFICACIÓN	13.8	19.7	13.9	28.0	15.4	21.1	14.9	29.1
IVc. PEQUEÑOS PROPIETARIOS AGRÍCOLAS	4.5	9.7	5.0	5.6	3.8	2.3	5.1	0.8
VIIb. ASALARIADOS AGRÍCOLAS	33.9	2.6	31.9	1.4	27.1	1.7	25.9	0.5
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
B) MEDIDAS GENERALES DE MOVILIDAD (%)								
HERENCIA	23.1		18.8		19.5		24.3	
MOVILIDAD ABSOLUTA	76.9		81.2		80.5		75.7	
ÍNDICE DE DISMILITUD	31.3		38.4		38.9		27.0	
C) MOVILIDAD ASCENDENTE/DESCENDENTE (%)								
MOVILIDAD ASCENDENTE (MA) (%)	59.0		62.7		60.8		56.3	
MOVILIDAD DESCENDENTE (MD) (%)	17.9		18.5		19.7		19.4	
MA/MD	3.3		3.4		3.1		2.9	

D) MOVILIDAD VERTICAL (3 MACROCLASES)

MOVILIDAD VERTICAL (MV)(%)	48.6	49.5	52.1	52.6
MOVILIDAD NO VERTICAL (MNV) (%)	28.2	31.7	28.4	23.1
MV/MNV	1.7	1.6	1.8	2.3
MOVILIDAD VERTICAL ASCENDENTE (MVA) (%)	35.1	34.0	35.4	37.7
MOVILIDAD VERTICAL DESCENDENTE (MVD) (%)	13.5	15.5	16.7	14.9
MVA/MVD	2.6	2.2	2.1	2.5

E) MOVILIDAD VERTICAL (4 MACROCLASES)

MOVILIDAD VERTICAL (MV)(%)	57.7	62.8	65.2	61.6
MOVILIDAD NO VERTICAL (MNV) (%)	19.2	18.3	15.3	14.1
MV/MNV	3.0	3.4	4.3	4.4
MOVILIDAD VERTICAL ASCENDENTE (MVA) (%)	43.9	47.1	48.4	46.6
MOVILIDAD VERTICAL DESCENDENTE (MVD) (%)	13.8	15.7	16.8	15.0
MVA/MVD	3.2	3.0	2.9	3.1

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades (PDSD-2008).

régimen de movilidad de clase que caracteriza a una determinada sociedad. En la introducción del capítulo hablamos sobre el debate que existe entre el predominio de un patrón topológico o jerárquico en la movilidad relativa. La pregunta es si el patrón brasileño es uno topológico o jerárquico.

5.4 MOVILIDAD VERTICAL O PATRÓN TOPOLÓGICO

En esta sección presentamos los análisis estadísticos realizados para definir el patrón de asociación entre clases de origen y destino que caracteriza a la estructura de clases brasileña. Este tipo de análisis permite definir la fuerza de la asociación estadística (fluidez social) entre las clases de origen y destino. En paralelo permite definir cuáles son las principales barreras a la movilidad social intergeneracional que caracterizan una determinada estructura de clases. En otras palabras, el uso de los modelos log-lineales permite determinar no sólo el grado de desigualdad de oportunidades (en términos de movilidad intergeneracional), sino también el patrón de estructuración de clases que caracteriza una determinada sociedad. En la literatura, a los dos aspectos se los conoce como el grado y el patrón de fluidez social (la asociación entre origen y destino).

Una primera cuestión tiene que ver con el cambio en el tiempo en la fuerza de la asociación entre clases de origen y destino. Mientras que la teoría de la modernización de inspiración funcionalista (Parsons 1954, Treiman 1970) prevé un aumento en la fluidez social (disminución de la asociación), conforme aumenta el grado de industrialización de una sociedad, las teorías de clase y la hipótesis FJH prevén que no habrá mudanza significativa con la industrialización (Featherman 1975, Goldthorpe 1985). Diversos

estudios han mostrado que en la mayoría de las sociedades estudiadas hasta la fecha, aumentó la fluidez social a lo largo del tiempo (Breen 2004, Ganzeboom, Luijkx y Treiman 1989), e inclusive en Brasil (Ribeiro 2007, 2012). Sin embargo, estos estudios también mostraron que las fuertes barreras de clases son persistentes y, por lo tanto, la teoría de la modernización no sería del todo correcta. En este capítulo no trataremos esta cuestión, pues este análisis ya se desarrolló plenamente para Brasil con los mismo datos que aquí se presentan (Ribeiro 2012).

Una segunda cuestión importante se relaciona con el patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase. De acuerdo con la perspectiva desarrollada por Erikson y Goldthorpe (1993), habría un patrón topológico de asociación; es decir, un patrón determinado por tres tipos de barreras a la movilidad social: jerarquía (entre algunos grupos de clases), herencia (propensión a la inmovilidad) y división entre sectores (sectores rurales frente a urbanos, y clases con frente a clases sin acceso a propiedad de los medios de producción). Además de eso, Erikson y Goldthorpe (1992) definen algunas afinidades que aproximan a ciertas clases, y «desafinidades», que separan a otras clases. Estos dos últimos aspectos deberían definirse de acuerdo con las características históricas de cada sociedad. Sobre la base de estas características, los autores sugieren que existiría un modelo básico de fluidez social capaz de describir, con algunas variaciones mínimas, el patrón de fluidez social en todas las sociedades industriales. Ellos denominaron a este modelo «*core social fluidity model*», aunque aquí lo llamaremos «*modelo CASMIN*», tal como se hace a lo largo del libro.

El modelo CASMIN fue criticado inmediatamente después de su creación (Hout y Hauser 1992). Según los críticos, el modelo

incurre en dos errores básicos. Primero, haber sido diseñado *ad hoc*... la inclusión de los términos de afinidad fuerza artificialmente el ajuste de los modelos a los datos y no hay una definición teórica de estos términos *a priori*: en otras palabras, primero se incluyen los términos (en general a partir de la inspección de los residuales del modelo) para que los modelos ajusten bien los datos y enseguida se propone una explicación sustantiva para el uso de estos términos. Los críticos además afirman que la jerarquía entre las clases no se explora del todo; es decir, CASMIN jerarquiza apenas tres grupos de clases (en una tabla con siete clases), y no explora posibles jerarquías entre todas ellas. Así, diversos autores sugieren que un modelo que jerarquice las clases e incluya términos para la inmovilidad sería más adecuado para describir el régimen de movilidad en diversas sociedades modernas (Ganzeboom, Luijkx y Treiman 1989, Hout 1988, Szelényi 1998, Torche 2005).

La controversia que opone los dos tipos de patrón de asociación (topológico o jerárquico) como mejor descripción del régimen de movilidad en las sociedades industrializadas nunca llegó a una solución. En general, el patrón jerárquico parece ser el que prefiere la mayor parte de los investigadores (Ganzeboom, Luijkx y Treiman 1989, Hout 1988, Szelényi 1998, Torche 2005), aunque el patrón topológico sea bastante informativo en investigaciones comparativas como la que este libro desarrolla (ver también Ishida 2005 y Breen 2007). Presentamos enseguida el ajuste de distintos modelos a tres tablas de movilidad: una con siete categorías de clase para hombres, otra con seis categorías para mujeres y una última con seis categorías para hombres. Nuestro principal objetivo es definir qué tipo de patrón (topológico o jerárquico) describe mejor el régimen de movilidad en Brasil.

Los ajustes de distintos modelos log-lineales a la tabla de movilidad intergeneracional de siete clases de origen por siete de destino para los hombres se presentan en el Cuadro 5.2. Para avalar el modelo que mejor ajusta los datos, usaremos tres estadísticas de ajuste, la G^2 , el BIC y el índice de disimilitud. La primera estadística se distribuye como χ cuadrada y la segunda es una medida bayesiana (cuanto más negativa mejor el ajuste). El índice de disimilitud es una medida del porcentaje de casos que el modelo no ajusta correctamente con respecto a los datos observados. El primer modelo que ajustamos es el de independencia. Según éste, no existiría asociación entre clases de origen y de destino. Como de costumbre en el análisis de la movilidad social, ese modelo no ajusta bien los datos. Los dos siguientes —diagonal principal y cuasi-independencia— especifican términos para la inmovilidad, el primero un término único para todas las celdas de la diagonal principal y el segundo un término de inmovilidad específico para cada una de las siete celdas de esta diagonal. Estos modelos mejoran la bondad de ajuste con respecto al modelo de independencia, tal como indica la reducción en los valores de las tres estadísticas.

El modelo siguiente (4) agrega dos términos para dar cuenta de la movilidad de corto alcance en las celdas alrededor de la clase I+II y la clase VIIb. Este modelo introduce mejoras sustantivas en la bondad de ajuste. El BIC se torna negativo por primera vez (-94.8), y el índice de disimilitud se reduce en más de la mitad, a 6.4%. Si agregamos un término adicional para la movilidad de corto alcance en las clases intermedias (modelo 5), no hay mejoras sustantivas. Esto nos sugiere que existe una fuerte propensión a la movilidad de corto alcance en los extremos de la estructura de clases, pero no así entre las clases intermedias. La mejora que in-

CUADRO 5.2

BONDAD DE AJUSTE DE MODELOS LOGLINEALES DE MOVILIDAD DE CLASE. HOMBRES ENTRE 25 Y 64 AÑOS, BRASIL

	G ²	gl	BIC	VALOR p	DISTIM (%)
1. INDEPENDENCIA	702.5	36	419.0	0.000	18.2
2. DIAGONAL PRINCIPAL	534.6	35	258.9	0.000	16.0
3. CUASI-INDEPENDENCIA	460.3	29	232.0	0.000	12.9
4. CUASI-INDEPENDENCIA CON ESQUINAS CRUZADAS	117.8	27	-94.8	0.000	6.4
5. CUASI-INDEPENDENCIA, ESQUINAS CRUZADAS Y CORTO ALCANCE	107.2	26	-97.6	0.000	6.3
6. CUASI-INDEPENDENCIA + ASOCIACIÓN UNIFORME	172.2	28	-48.3	0.000	7.7
7. CUASI-INDEPENDENCIA + LINEAR-BY-LINEAR (INGRESOS)	410.9	28	190.4	0.000	11.1
8. CUASI-INDEPENDENCIA + LINEAR-BY-LINEAR (ESCOLARIDAD)	246.1	28	25.6	0.000	9.1
9. CUASI-INDEPENDENCIA + LINEAR-BY-LINEAR (INGRESOS + ESCOLARIDAD)	246.0	27	33.4	0.000	9.1
10. CUASI-INDEPENDENCIA + RCII (RENGLONES Y COLUMNAS DIFERENTES)	25.5	18	-116.3	0.112	2.3
11. CUASI-INDEPENDENCIA + RCII HOMOGÉNEO (RENGLONES Y COLUMNAS IGUALES)	28.4	23	-152.7	0.201	2.6
12. MODELO CASMIN DE ERIKSON Y GOLDTHORPE	43.1	28	-177.4	0.005	3.5
13. MODELO CASMIN BRASIL	35.1	27	-177.5	0.078	2.9

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades (PDS-D-2008).

roducen ambos modelos, sin embargo, no produce aún un ajuste satisfactorio desde el punto de vista de la estadística G^2 , que mantiene una significancia estadística mayor a 0.05.

Todos los modelos siguientes (6 A 11) se basan en la idea de que las clases de origen y de destino están ordenadas jerárquicamente. Son estos modelos los que prueban la idea de que el patrón de movilidad brasileño está basado en una jerarquía entre las clases y en la inmovilidad. La diferencia entre ellos es la forma adoptada de jerarquización. El modelo 6 prueba la hipótesis de que las clases se ordenan con distancias iguales entre cada una de ellas (asociación uniforme) y que en cada celda de la diagonal principal hay una propensión a la herencia de diferente magnitud. Ese modelo mejora el ajuste en relación con el modelo 3 (cuasi-independencia), mismo que lo precede en la jerarquía de modelos anidados.

Los modelos 7, 8, y 9 jerarquizan respectivamente a las clases con base en los ingresos medios, la escolaridad media, y la combinación de ingresos y escolaridad promedio en cada clase. Estos tres modelos ajustan los datos de manera más pobre que el modelo 6; modelar las distancias jerárquicas a través de los ingresos o la escolaridad no parece contribuir a una mejor explicación de la movilidad entre las clases.

El modelo 10 es el primero en ajustar los datos de acuerdo con la estadística G^2 ($G^2=25.5$, g.l.=18, valor $p=0.112$). Este modelo se llama de cuasi-independencia con patrón de asociación RC II (con renglones y columnas diferentes). Éste prueba la hipótesis de que existe una jerarquía entre las clases de origen y otra entre las clases de destino. Como se explicó en la introducción del libro, estas jerarquías no se imponen *a priori*; derivan de los propios datos. Además, este modelo incluye términos para cada una de las celdas

de la diagonal principal, que dan cuenta de la inmovilidad. En apariencia, el modelo 11 ajusta mejor los datos que el modelo 10, pero como ambos están jerárquicamente anidados, es posible compararlos directamente para probar su bondad de ajuste. De acuerdo con esta comparación, el modelo 11 no mejora el ajuste en relación con el modelo 10 (G^2 modelo 11 - G^2 modelo 10 = 2.9, g.l. modelo 10 - g.l. modelo 11 = 5, valor $p=0.72$). En síntesis, entre los modelos que postulan un patrón estrictamente jerárquico (6 a 11), el modelo 10 es el que ajusta mejor los datos.

El modelo 12 es el que Erikson y Goldthorpe (1992) definen como CASMIN. Incluye los siguientes términos: una barrera jerárquica entre la clase I+II y todas las clases inferiores (HI1); una barrera jerárquica entre la clase V+VI y todas las inferiores (HI2); una separación entre las clases urbanas (I+II, IIIa+b, IVa+b, V+VI y VIIa) y las rurales (IVc y VIIb) (SE); una barrera (disafinidad) entre las clases con propiedad (I+II, IVa+b y IVc) y las demás (IIIa+b, V+VI, VIIa y VIIb); y una afinidad que aproxima a las clases «de cuello blanco» (I+II, IIIa+b y IVa+b).³ En términos del BIC, este modelo ajusta mejor que el 11 (el modelo 12 tiene un BIC=-177.4), aunque su devianza es mayor a la del modelo 10, que es el que mejor se ajusta en términos de la G^2 .

El modelo 13, inicialmente propuesto por Ribeiro (2007), incluye un término específico de disafinidad adicional para el caso brasileño, que aumenta la distancia entre la clase de origen de trabajadores rurales (VIIb y IVc) y las clases «no manuales» (I+II y

3 En el capítulo metodológico del libro se hace una descripción más detallada de este modelo.

IIIa+b). A diferencia del modelo 12, el modelo 13 sí ajusta apropiadamente a los datos (la p asociada a la G^2 es mayor a 0.05 y el BIC de -177.5), pero su bondad de ajuste es menor a la de los modelos 10 y 11 en términos del índice de disimilitud y de la G^2 . Lo anterior sugiere que un patrón que incluye términos para la herencia y modela la movilidad a partir de las distancias jerárquicas entre las clases, describe la movilidad en Brasil de manera tan apropiada como lo hace el modelo CASMIN de Erikson y Goldthorpe.

El Cuadro 5.3 presenta los parámetros estimados por los modelos 10, 12 y 13, que son los que mejor ajustan los datos. Además de eso, presenta los parámetros estimados por estos mismos modelos, incluyendo la educación alcanzada por los hijos como una variable de control (éstos se discutirán en la próxima sección). En términos generales, los parámetros estimados por CASMIN (modelo 12) se comportan como lo previsto, aunque no todos son estadísticamente significativos. Los términos para la jerarquía (jerarquía 1 y jerarquía 2) son ambos negativos, lo que implica una dificultad para traspasar las barreras jerárquicas que ellos mismos definieron. Los términos herencia 1 y 2 son positivos, lo cual indica cierta propensión a la reproducción intergeneracional de las posiciones de clase en el conjunto de éstas y, en particular, en las clases que concentran propiedad de medios de producción (I+II, IVa+b y IV). No obstante, estos efectos no son estadísticamente significativos, lo cual sugiere que los efectos de la herencia son débiles en Brasil en comparación con lo observado en otros contextos. Tampoco el parámetro de herencia 3 es importante, lo que implica que no existe una tendencia significativa a la reproducción entre los propietarios agrícolas más allá de la tendencia general. El término para las barreras sectoriales (Sector) es significativo

y negativo; ello conlleva la existencia de una barrera a la movilidad entre clases agrícolas y no agrícolas. Los términos de afinidad también son significativos. El primero (afinidad 1) indica una barrera a la movilidad entre las clases con acceso a la propiedad y sin ella. El segundo (afinidad 2) indica una proximidad social entre las clases no manuales.

La versión brasileña del modelo CASMIN (modelo 13) también se comporta de la manera esperada en tanto los parámetros del modelo original siguen el patrón recién descrito y el término adicional para capturar la distancia entre los trabajadores rurales (clase VIIb) y las clases de la cima (I+II y IIIa+b) es negativo. Esto implica una fuerte barrera a la movilidad entre estas clases. La inclusión de este último término, sin embargo, torna no significativo el parámetro de afinidad 1, aunque, como ya explicamos, la versión brasileña del modelo CASMIN mejora bastante el ajuste en relación con el modelo original.

En el Cuadro 5.3 también presentamos los parámetros estimados por el modelo 10, que especifica dos jerarquías (una para los padres y otra para los hijos) entre las clases que definen la propensión a la movilidad, además de parámetros específicos para la herencia en todas las clases. La jerarquía obtenida entre las clases de origen (padres) ubica a las IIIa+b en la cima, seguidas muy de cerca por la de servicios (I+II). En términos de la propensión a la movilidad, lo anterior sugeriría que estos orígenes de clase se encuentran en posiciones jerárquicas semejantes en la cima de la estratificación. Le sigue una distancia jerárquica amplia con la clase v+VI y IVa+b. Luego hay otra amplia distancia con la clase de trabajadores de baja calificación (VIIa). Por último y muy por debajo en la jerarquía, se encuentran las dos clases agrícolas.

CUADRO 5.3
PARÁMETROS DE MODELOS LOG-LINEALES SELECTOS PARA VARONES. BRASIL

	MODELO 14 (CASMIN)	MODELO 15 (CASMIN BRASIL)	MODELO 15 (+ EDUCACIÓN)
JERARQUÍA 1	-0.336***	-0.298***	-0.190***
JERARQUÍA 2	-0.596***	-0.547***	-0.352*
HERENCIA 1	0.120	0.171	0.129
HERENCIA 2	0.245***	0.232	0.179
HERENCIA 3	-0.386***	-0.467	-0.041
SECTOR	-1.431***	-1.356***	-1.190***
AFINIDAD 1	-0.423***	-0.096	0.091
AFINIDAD 2	0.157**	0.151*	0.058
AFINIDAD BRASIL		-0.433**	0.088
EDUCACIÓN			0.472***

	MODELO 10	MODELO 10 CON EDUCACIÓN DE LOS HIJOS
PARÁMETROS DE HERENCIA		
I+II	1.033***	0.422**
IIIa+b	-0.214	-0.105
IVa+b	0.332	0.479**
V+VI	0.061	0.165
VIIa	0.756***	0.810***
IVc	2.095***	1.208***
VIIb	6.632***	4.267***
ASOCIACIÓN OD	9.427***	1.511***

El orden jerárquico obtenido para la clase de destino (padres) para los hijos es el mismo, pero las distancias son distintas.

	PADRES	HIJOS	PADRES	HIJOS
--	--------	-------	--------	-------

Los coeficientes de los modelos log-lineales para los hijos se obtienen a partir de los datos de la encuesta Dimensiones Sociales de las Destinos (1998-2008).

V+VI	-0.136	V+VI	-0.187	IVa+b	-0.112	V+VI	-0.022
IVa+b	-0.104	IVa+b	-0.183	IIIIa+b	-0.023	IVa+b	0.024
VIIa	-0.025	VIIa	-0.105	IVC	0.121	VIIa	0.185
IVC	0.135	IVC	0.148	VIIa	0.269	VIIb	0.274
VIIb	0.823	VIIb	0.868	VIIb	0.854	IVC	0.578

	MODELO 13	MODELO 13 CON EDUCACIÓN
HERENCIA I+II	1.061***	-0.017
HERENCIA VIIa	0.823***	0.650***
HERENCIA IVC	1.862***	0.655*
HERENCIA VIIb	-6.274***	0.857*
ASOCIACIÓN OD	8.305***	2.321***
EDUCACIÓN		-0.524***

PUNTAJES RCII PARA CADA CLASE

I+II	-0.267	-0.598
IIIIa+b	-0.277	-0.401
IVa+b	-0.187	-0.023
V+VI	-0.189	-0.066
VIIa	-0.096	0.128
IVC	0.150	0.496
VIIb	0.866	0.464

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades (PDSD-2008).

El orden jerárquico obtenido para la clase de destino (hijos) es el mismo, pero las distancias son diferentes. Esto es lo que explica el mejor ajuste del modelo 10 con respecto al modelo 11. Existe una propensión a la inmovilidad en todas las clases, pero estos términos se tornan estadísticamente significativos sólo para las

clases I+II, VIIA, IVC y VIIB. La asociación total entre orígenes y destinos es muy fuerte (asociación OD = 9.427).

Ese patrón implica fuertes ventajas para las clases jerárquicamente superiores; en otras palabras, implica una alta tendencia a la reproducción de clase entre generaciones en la cual los individuos con orígenes en las clases en el medio de la jerarquía tienen mayores oportunidades de ascender y de no experimentar inmovilidad. Las clases jerárquicamente superiores experimentan inmovilidad y los individuos con orígenes en las clases sociales jerárquicamente inferiores tienen menores chances de ascender. En el caso de las clases de menor jerarquía —a saber, agrícolas y urbanas— tienen mayores probabilidades de permanecer en el mismo escalafón social. De acuerdo con este modelo, la jerarquía entre las clases es fundamental para definir el patrón de fluidez social brasileño. Por tanto, en el caso de Brasil —por lo menos para los hombres— se evidencia un patrón vertical que explica la fluidez social y determina la desigualdad de oportunidades.

Ahora bien, estas tendencias, ¿se reproducen en la movilidad de las mujeres? Los resultados finales son parecidos, aunque varios modelos que no se ajustan a los datos de los hombres resultan adecuados para el análisis de la movilidad de las mujeres. Lo anterior si se utiliza una tabla con seis clases de origen y seis clases de destino que corrige el exceso de celdas vacías en los destinos agrícolas. En el Cuadro 5.4 observamos que los modelos 3, 4, y 5 (cuasi-independencia, cuasi-independencia con esquinas cruzadas, y cuasi-independencia con esquinas cruzadas y corto alcance) se ajustan a los datos de acuerdo con el BIC. Todos los modelos que presumen un patrón jerárquico en la movilidad entre las clases (6 A 11) también ajustan adecuadamente al usar el

BIC como criterio, e incluso el modelo 6, mismo que presupone una distancia jerárquica uniforme entre las clases, se ajusta de acuerdo con la G^2 ($G^2=24.7$, g.l.=18 e=0.133). Ya que la G^2 es una prueba clásica que por lo general se prefiere en relación con la prueba bayesiana BIC, podemos concluir que el modelo de asociación uniforme es el adecuado para explicar el patrón de movilidad de las mujeres.

CUADRO 5.4

BONDAD DE AJUSTE DE MODELOS LOG-LINEALES DE MOVILIDAD DE CLASE.
MUJERES ENTRE 25 Y 64 AÑOS, BRASIL*

	G^2	gl	BIC	VALOR p	DISIM (%)
1. INDEPENDENCIA	444.5	25	253.1	0.000	16.5
2. DIAGONAL PRINCIPAL	299.5	24	115.7	0.000	15.2
3. CUASI-INDEPENDENCIA	142.7	19	-2.7	0.000	9.6
4. CUASI-INDEPENDENCIA COM ESQUINAS CRUZADAS	46.8	17	-83.4	0.000	4.8
5. CUASI-INDEPENDENCIA, ESQUI- NAS CRUZADAS Y CORTO ALCANCE	33.6	16	-88.9	0.006	4.0
6. CUASI-INDEPENDENCIA + ASO- CIACIÓN UNIFORME	24.7	18	-113.1	0.133	3.8
7. CUASI-INDEPENDENCIA + LINEAR-BY-LINEAR (INGRESOS)	132.3	18	-5.5	0.000	9.2
8. CUASI-INDEPENDENCIA + LINEAR-BY-LINEAR (ESCOLARIDAD)	35.4	18	-102.4	0.008	4.5

9. CUASI-INDEPENDENCIA + LINEAR-BY-LINEAR (INGRESOS + ESCOLARIDAD)	31.5	17	-98.7	0.017	4.4
10. CUASI-INDEPENDENCIA + RCII (RENGLONES Y COLUMNAS DIFERENTES)	6.6	10	-69.94	0.763	1.3
11. CUASI-INDEPENDENCIA + RCII HOMOGÉNEO (RENGLONES Y COLUMNAS IGUALES)	9.4	14	-97.83	0.805	1.4
12. MODELO CASMIN DE ERIKSON Y GOLDTHORPE	40.5	18	-97.3	0.002	4.8
13. MODELO CASMIN BRASIL	20.1	17	-110.1	0.269	2.9

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades (PDSD-2008).

Este ajuste es una potente evidencia de que la jerarquía entre las clases explica el patrón de movilidad entre las mujeres brasileñas. Los modelos 10 y 11, que usan respectivamente una especificación RC II con renglones y columnas diferentes (10) y homogéneas (11), se ajustan a los datos todavía mejor en términos de la G^2 . Sin embargo, son más complejos si consideramos que usan mayores grados de libertad; por ello no ajustan tan bien como el modelo 6 en términos del BIC. De hecho, los modelos 6, 10 y 11 están jerárquicamente anidados y pueden contrastarse directamente. El modelo 10 mejora significativamente el ajuste en relación con el modelo 6 (G^2 modelo 6 - G^2 modelo 10 = 18.1, g.l. modelo 6 - g.l. modelo 10 = 8, valor $p=0.02$), pero el modelo 11 no ajusta mejor los datos que el modelo 10 (G^2 modelo 11 - G^2 modelo 10 = 2.8, gl modelo 10 - gl modelo 11 = 4, valor $p=0.59$).

Por tanto, entre todos los modelos que postulan un patrón estrictamente jerárquico de movilidad (modelos 6 A 11), el modelo 10

es el que mejor se ajusta a los datos. Cabe recordar que éste incluye términos de herencia individuales para todas las clases, además de los puntajes jerárquicos RC II diferentes para padres e hijas.

Por su parte, el modelo CASMIN de Erikson y Goldthorpe, en una versión adaptada a seis clases (modelo 12), tampoco ajusta apropiadamente los datos. Sin embargo, al introducir el parámetro de afinidad específico para Brasil (modelo 13) la bondad de ajuste mejora sustancialmente ($G^2=20.1$, g.l.=17, valor $p=0.269$, BIC =-110.1 e índice de disimilitud de apenas 2.9%). Si se considera que los modelos CASMIN (12 y 13) no están jerárquicamente anidados a los modelos 6 a 11, no es posible realizar pruebas estadísticas directas que comparen su bondad de ajuste. Por ello será altamente complejo decidir cuál es el que ajusta mejor los datos, si el modelo 13 o el 10. En cualquier caso, parece apropiado concluir que, tal como ocurre con los varones, la movilidad de las mujeres en Brasil puede describirse tanto a partir de un patrón estrictamente jerárquico entre las clases como con el modelo CASMIN de Erikson y Goldthorpe.

Aunque el modelo CASMIN no ajusta los datos, los parámetros estimados revelan resultados interesantes (Cuadro 5.5, modelo 12): (1) los términos para la jerarquía son ambos negativos y de gran magnitud, lo que revela la dificultad para traspasar las barreras jerárquicas en la movilidad de clase. (2) En cambio, los términos de herencia no siguen el patrón previsto, pues se esperaría que fuesen positivos y estadísticamente significativos; se revelaría así la tendencia a la inmovilidad. No obstante, los dos parámetros no son estadísticamente significativos. (3) Sí existe un fuerte efecto sectorial que restringe la movilidad entre clases agrícolas y no agrícolas. (4) El término para la (ausencia de) afi-

nidad 1 es negativo, lo que de nuevo evidencia una barrera a la movilidad entre clases extremas, y el término de afinidad 2 no tiene efectos significativos. La versión brasileña del modelo CASMIN (modelo 13) también se comporta de la manera esperada. La diferencia más importante con respecto al modelo 12 es que el término de «Afinidad Brasil» desplaza al de afinidad 1, lo cual indica que las fuertes barreras a la movilidad de largo alcance no se restringen a la movilidad entre la clase de servicios (I+II) y las clases agrícolas (IVc+ VII b), sino que se extiende a los movimientos entre esta última clase y la de trabajadoras no manuales de rutina (IIIa+b).

Las inconsistencias encontradas en los parámetros específicos del modelo CASMIN (particularmente en la ausencia de efectos de herencia y de afinidad original) realzan la utilidad de un modelo jerárquico más simple como el RC II para describir la fluidez social de las mujeres. En el Cuadro 5.5 también presentamos las estimaciones de los puntajes RC II estimados por el modelo 10, que indican lo siguiente: (1) las jerarquías entre las clases de origen y destino son diferentes; (2) las escalas también son diferentes; (3) se aprecian fuertes barreras jerárquicas a la movilidad, reflejadas en las distancias entre los puntajes RC II entre las clases y los parámetros de asociación OD muy elevados (1.709); (4) los términos de herencia indican una fuerte propensión a la inmovilidad en la clase de servicios (I+II), así como en las clases de trabajadores manuales urbanos (V+VI y VIIa) y agrícolas (IVc+VIIb).

CUADRO 5.5

PARÁMETROS DE MODELOS LOG-LINEALES SELECTOS PARA MUJERES. BRASIL

	MODELO 12 (CASMIN)	MODELO 13 (CASMIN BRASIL)	MODELO 13 (+ EDUCACIÓN)
JERARQUÍA 1	-0.407***	-0.298***	-0.144*
JERARQUÍA 2	-0.607***	-0.579***	-0.297
HERENCIA 1	0.059	0.174	0.153
HERENCIA 2	-0.030	-0.014	-0.100
SECTOR	-1.174***	-1.048***	-0.932***
AFINIDAD 1	-0.502**	0.006	-0.066
AFINIDAD 2	0.094	0.065	-0.073
AFINIDAD BRASIL		-0.684***	-0.166
EDUCACIÓN			-0.650***

PARÁMETROS DE HERENCIA	MODELO 10	MODELO 10 (+ EDUCACIÓN)
I+II	0.717***	0.691***
IIIa+b	-0.474	-0.503
IVa+b	-0.161	-0.084
V+VI	0.359**	0.348*
VIIa	0.410**	0.415**
IVc+VIIb	2.087***	1.803***
ASOCIACIÓN OD	1.709***	0.928***
EDUCACIÓN		-0.556***

PUNTAJES RCII PARA CADA CLASE								
	PADRES		HIJOS		PADRES		HIJOS	
IIIa+b	-0.425	I+II	-0.594	IIIa+b	-0.494	I+II	-0.613	
I+II	-0.343	IIIa+b	-0.431	I+II	-0.179	IIIa+b	-0.434	

IVa+b	-0.144	IVa+b	-0.045	V+VI	-0.172	IVa+b	0.039
V+VI	-0.068	V+VI	0.137	IVa+b	-0.070	V+VI	0.116
VIIa	0.177	VIIa	0.411	VIIa	0.005	VIIa	0.340
IVC+VIIb	0.803	IVC+VIIb	0.522	IVC+VIIb	0.552	IVC+VIIb	0.552

	MODELO 13	MODELO 13 CON EDUCACIÓN
I+II	0.641***	0.166
V+VI	0.320*	0.349**
VIIa	0.522***	0.426**
ASOCIACIÓN OD	3.287***	1.304***
EDUCACIÓN		-0.600***

PUNTAJES RCII PARA CADA CLASE

I+II	-0.411	-0.581
IIIa+b	-0.320	-0.394
IVa+b	-0.139	-0.006
V+VI	-0.055	0.059
VIIa	0.090	0.263
IVC+VIIb	0.836	0.659

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades (PDSD-2008).

A diferencia de como ocurre con los varones, en este caso, la jerarquía y orden entre las clases de origen y destino son muy distintas. Para los padres (origen), en la cima se ubica la clase no manual de rutina (IIIa+b), seguida de la clase de profesionales y administradores (I+II), trabajadores por cuenta propia (IVa+b), trabajadores manuales calificados (V+VI), no calificados (VIIa) y, muy distantes al fondo de la jerarquía, las clases agrícolas (IVC + VIIb). Para las hijas (destino), en la cima se ubica la clase de pro-

fesionales y administradores (I+II), seguida de la clase no manual de rutina (IIIa+b), trabajadores por cuenta propia (IVa+b), trabajadores manuales calificados (V+VI), no calificados (VIIa) y, muy distantes al fondo de la jerarquía, las clases agrícolas (IVc + VIIb).

Este patrón indica nuevamente que las ventajas para quienes están en las clases jerárquicamente superiores son mucho mayores y las desventajas para quienes están en las clases agrícolas son también más fuertes. En resumen, las jerarquías entre las clases también definen de manera fundamental el patrón de fluidez social entre las mujeres brasileñas. En otras palabras, al parecer el patrón vertical y no el topológico es el que describe mejor la fluidez social y determina la desigualdad de oportunidades en Brasil.

Los análisis presentados en esta sección llevan a algunas conclusiones importantes sobre el patrón de asociación entre clases de origen y destino en Brasil. Primero, aunque el modelo CASMIN tiene sus méritos, algunos de sus coeficientes son inconsistentes con el patrón observado en los países de mayor industrialización. En este sentido, parecería que los modelos que mejor se ajustan a los datos, tanto para hombres como para mujeres, son aquéllos que destacan la presencia de efectos jerárquicos entre todas las clases, y no sólo entre algunas de ellas. Segundo, existe alta propensión para la inmovilidad, principalmente en la clase de profesionales y administradores (I+II), que es la que tiene mayor jerarquía. En otras palabras, la clase superior tiene una fuerte propensión a transmitir su posición de clase a sus hijos, así como a resistirse a la movilidad descendente de largo alcance. Este patrón, con jerarquía e inmovilidad en la cima, indica que la estructura social brasileña es muy rígida. Hay mucha movilidad social en términos absolutos, como vimos antes, pero al mismo tiempo,

hay una fuerte asociación entre orígenes y destinos de clase, como mostramos en esta sección. La rápida transformación, pues, en la estructura de clases brasileña entre las generaciones de padres e hijos llevó a que muchos hijos experimentaran movilidad social ascendente, pero aquellos que ya se encontraban en las clases jerárquicamente superiores fueron capaces de garantizar y en gran medida, esas mismas posiciones para sus hijos. Por ejemplo, la clase I+II está constituida en su mayoría por hijos de quienes vienen de las clases inferiores, pero la gran mayoría de quienes provenían de esta misma clase, lograron permanecer en ella.

5.5 EDUCACIÓN Y MOVILIDAD SOCIAL

La educación es el principal canal de movilidad social en las sociedades modernas. Las personas con mayor escolaridad no sólo tienden a ser más productivas sino que también tienen acceso a diversas ocupaciones que exigen una calificación específica. Por ejemplo, no es posible ser un médico o un tornero mecánico sin tener las calificaciones necesarias para ejercer esas funciones. Por tanto, la transmisión de las posiciones ocupacionales de los padres a los hijos no suele darse en forma directa, sino a través de las calificaciones adquiridas por los hijos en el sistema educativo. La posible superación de las desventajas de origen de clase también se da, en gran medida, a través de la educación formal adquirida. Por ejemplo, los hijos de personas sin escolaridad y con posiciones de clase más bajas tienen la posibilidad de ascender en la medida en que adquieren certificaciones educativas.

En términos de los modelos que presentamos en la sección anterior, podemos imaginar que la fuerza de asociación entre el

origen y el destino de clase tenderá a disminuir si tomamos en cuenta el efecto de los años de escolaridad adquiridos por los hijos. Si la educación realmente fuese el único mecanismo de movilidad social, la asociación entre el origen y destino de clase que describimos arriba desaparecería al incluir los años de escolaridad en los modelos. En esta sección discutimos la estimación del efecto de la escolaridad en los modelos seleccionados tanto para hombres como para mujeres (modelos 10 y 13 en el Cuadro 5.2 para los hombres y en el Cuadro 5.4 para las mujeres). En estos modelos incluimos los años de escolaridad como variable interviniente entre el origen y el destino de clases. Entre las diversas maneras posibles de incluir la escolaridad como variable interviniente, decidimos estimar el efecto de los años de escolaridad del hijo usando modelos logísticos condicionales (Breen 1994). Los modelos discutidos en la sección anterior fueron presentados en un formato log-lineal; es decir, con tablas de movilidad que relacionan las clases de origen y destino como nuestra fuente de datos. Estos mismos modelos pueden estimarse a nivel individual a partir de una transformación relativamente simple de las tablas de movilidad (Breen 1994, Hendrickx 2000). Esta transformación permite incluir la variable «años de escolaridad completos» para cada individuo como variable independiente en los modelos. De este modo, podemos comparar los efectos estimados por los modelos sin y con los años de escolaridad como variable independiente.

Como vimos en el Cuadro 5.2, el modelo 10 para los hombres estima cinco parámetros estadísticamente significativos para describir la asociación entre orígenes y destinos de clases. Estos parámetros son: (1) un coeficiente de asociación con valor igual a 9.427 que indica que las personas con orígenes en clases jerárqui-

camente superiores tienen ventajas para ascender o mantenerse en la cima a lo largo de las generaciones; (2) un parámetro de 1.033 para la inmovilidad en la clase de servicios (I+II); (3) un parámetro con valor de 0.756 para la inmovilidad en la clase de trabajadores manuales no calificados (VIIa); (4) otro con valor de 2.005 para la inmovilidad en la clase de pequeños propietarios rurales (IVc); (5) y un último con valor igual a 6.632 para la inmovilidad en la clase de trabajadores rurales (VIIb). Como argumentamos, este patrón implica una fuerte reproducción intergeneracional, favoreciendo a aquéllos con orígenes en las clases más privilegiadas.

Al estimar este modelo incluyendo la variable «años de escolaridad completos» observamos no sólo que la variable tiene un efecto positivo en las chances de movilidad, sino también que modifica los efectos de la herencia o inmovilidad y la asociación directa entre orígenes y destinos. De hecho, cada año de escolaridad aumenta en 1.6 veces los momios de movilidad ascendente ($\exp(0.49)$). Por ejemplo, un individuo con 15 años de estudio completos, que completó la universidad, tiene 24 (1.6×15) veces más chances de movilidad ascendente que otro que no tiene escolaridad. Este efecto debe sumarse a la posición de clase de origen de las personas, lo que implica decir que para clases muy distantes, las ventajas son todavía mayores. Además, la asociación entre orígenes y destinos (OD) disminuye cerca de 84% (pasa de 9.247 a 1.511).

El efecto de la inmovilidad de clase de la clase de servicios (I+II) disminuye significativamente (de 1.033 a 0.422) cuando incluimos la escolaridad. Lo dicho implica que mantenerse en esta clase, conformada mayoritariamente por profesionales, depende mucho de la educación adquirida. La inmovilidad en las clases V+VI, VIIa, IVc y VIIb también disminuye cuando se incluye la

escolaridad. Un cambio interesante es que la inmovilidad en la clase de pequeños propietarios (IVa+b) se torna estadísticamente significativa. Quizá este resultado atienda a que la reproducción en esta clase no depende de la escolaridad adquirida, sino de la herencia de capital o propiedad de pequeños negocios. Otra modificación importante es en el orden jerárquico de las clases de origen y destino. En el modelo 10, una vez incluida la escolaridad, la clase de servicios (I+II) pasa a la cima de la jerarquía, lo que reitera que, para alcanzar esa clase, la escolaridad es fundamental. La clase de los padres se ordena de la siguiente forma: I+II, v+VI, IVa+b, IIIa+b, IVC, VIIa y VIIb. La clase de los hijos de la siguiente forma: I+II, IIIa+b, v+VI, IVa+b, VIIa, VIIb, e IVC. Ambos ordenamientos tienen sentido e indican alguna semejanza con el orden impuesto en el modelo CASMIN, que separa tres grupos jerárquicos: I+II en la cima, seguido por IIIa+b, IVa+b y v+VI, y en la base VIIa, IVC y VIIb.

También estimamos la versión brasileña del modelo CASMIN (modelo 13) en formato logístico condicional multinomial, incluyendo los años de escolaridad de los hijos como variable independiente. Los parámetros estimados por este modelo para los varones también se presentan en el Cuadro 5.3. Al incluir la escolaridad observamos que declinan dos de los efectos de jerarquía y el de sector (que también puede ser considerado como un efecto de jerarquía), además de que los efectos de afinidad dejan de ser estadísticamente significativos. La escolaridad alcanzada explica en gran medida la movilidad, pero los efectos de jerarquía son aún importantes. Esto refuerza todavía más la idea de que la jerarquía de clases es fundamental para explicar la movilidad social en Brasil.

En resumen, la escolaridad reduce considerablemente las ven-

tajas de clase, pero no elimina completamente los efectos de la clase de origen sobre el destino. Aún hay desigualdad de oportunidades incluso cuando tomamos en cuenta la escolaridad. Eso significa que existen otros mecanismos de reproducción de clase que no pasan por el sistema educativo.

La conclusión para las mujeres es semejante. De acuerdo con el modelo 10, cada año de escolaridad aumenta en 1.7 ($\exp(0.556)$) las chances de movilidad ascendente. Por ejemplo, una mujer con 15 años de escolaridad completos, es decir con estudios universitarios terminados, tiene 26 (1.7×15) veces más chances de movilidad ascendente que una sin escolaridad. Por esto se puede afirmar que la escolaridad aumenta enormemente las oportunidades de movilidad social. Los efectos de la inmovilidad disminuyen, pero no en forma dramática. Aun cuando la escolaridad disminuye de manera considerable, el efecto de las clases de origen en el destino (la asociación OD) permanece. En otras palabras, la desigualdad de oportunidades de movilidad social para las mujeres depende de la clase de origen en que crecieron incluso cuando consideramos el nivel de escolaridad alcanzado. El modelo 13 (versión brasileña del modelo CASMIN) también indica que, una vez incluida la escolaridad, los efectos de jerarquía y sector disminuyen.

Estos resultados indican que si bien la escolaridad es un fuerte reductor de la desigualdad de oportunidades asociada con la clase de origen, no es el único aspecto que determina esta desigualdad. Las políticas de expansión educacional y la eualización del acceso a los diferentes niveles educativos tendrían un fuerte impacto sobre la desigualdad de oportunidades, pero existen otros factores que deben tomarse en cuenta. La asociación directa entre las clases de origen y destino, que permanece incluso al con-

trolar por la escolaridad, puede ser consecuencia de diversos mecanismos. Tal vez parte de esa asociación se deba a un diferencial en motivación y esfuerzo. No podemos descartar la hipótesis de que algunos individuos estén más motivados que otros y que eso lleve al diferencial de movilidad. Si estas características se asociaran de alguna forma con la clase de origen de las personas, entonces parte de la asociación entre origen y destino que observamos dependería de este diferencial en esfuerzo y motivación. Otras hipótesis también relevantes son el que existan redes de contactos sociales que favorezcan a las personas con orígenes en las clases más altas y que, en el mercado laboral, discriminen a las personas con orígenes bajos. También es posible que detrás de niveles similares de escolaridad, se escondan diferencias en la calidad y prestigio de las credenciales educativas adquiridas. Esto favorece a los hijos de clases más privilegiadas incluso cuando poseen niveles de escolaridad semejantes a los de otras clases. Estos tres mecanismos podrían contribuir a la permanencia de la asociación entre orígenes y destinos de clase incluso cuando controlamos por la escolaridad. No hay duda que es necesario realizar más investigación sobre estos posibles mecanismos, y de que el acceso a la escolaridad no resulta la única forma de disminuir la desigualdad de oportunidades.

5.6 CONCLUSIONES

En este capítulo presentamos análisis sobre los cambios en la estructura de clases en Brasil entre 1970 y 2000, los índices de movilidad absoluta para hombres y mujeres en 2008, y el patrón de fluidez social en Brasil durante la última década. Aprovechamos esta

conclusión para presentar nuestros principales resultados y sugerir algunas interpretaciones que nos parecen relevantes.

La estructura de clases puede medirse de distintas formas. Desde el punto de vista sociológico generalmente definimos las clases sociales por la ocupación de los individuos y la posición en la estructura productiva (empleado, empleador, autónomo). La combinación entre estas características determina diferentes posiciones de clase en la estructura productiva de una determinada sociedad.

Al partir de esta perspectiva, hay distintas formas de definir la estructura de clases en las sociedades modernas. En este capítulo utilizamos inicialmente un esquema definido con sólo tres grandes grupos de clase, para así analizar de manera muy simplificada y de fácil comprensión la evolución de las principales distinciones de clase en Brasil. Este análisis permitió observar que la estructura de clases se modificó significativamente entre los años de 1973 y 2008. En particular, entre 1996 y 2008 la clase media pasó a la inclusión de más del 50% de la población de trabajadores. Esta información es relevante porque se aproxima a la de la expansión que también ocurrió con el ingreso en Brasil en este mismo periodo. Se sabe que en la década de 2000, más del 50% de la población pasó a la parte media de la distribución del ingreso, grupo al que se le ha llamado «nueva clase media». También desde el punto de vista de la estructura de clases, medida por la ocupación de las personas, observamos un crecimiento considerable de la clase media (trabajadores calificados, profesionales, administradores, y personal calificado en el sector terciario).

Este aumento también se hizo acompañar de un mayor grado de movilidad intrageneracional en el mismo periodo, o sea, de movilidad entre la ocupación de entrada al mercado de trabajo y

la ocupación actual. Los análisis presentados indican claramente que entre 1996 y 2007 la estructura brasileña de clases realmente fue más dinámica que en periodos anteriores. De ser así, también desde un punto de vista sociológico podemos afirmar que este periodo fue particularmente dinámico para las clases sociales en Brasil. Cabe recordar, sin embargo, que todavía existe un enorme porcentaje de trabajadores no calificados en Brasil; uno mucho más alto del observado en las sociedades industrializadas. No hay motivos para ufanarse.

A pesar de que los datos sobre la estructura de clases analizados indican que hay cambios significativos desde mediados de 1990 en adelante, las tasas de movilidad intergeneracional entre la clase de origen (padres) y de destino (hijos adultos) son relativamente elevadas en Brasil desde 1970, cuando se comenzó a medir la movilidad social en el país. Ese cambio intergeneracional se dio principalmente por las rápidas tendencias de industrialización y modernización de la estructura ocupacional que caracterizan a la sociedad brasileña. De hecho, los cambios estructurales son responsables, por ejemplo, del alto índice de movilidad total (77% para los hombres y 82% para las mujeres en 2008) y ascendente (tres veces más movilidad ascendente que descendente). Esos índices son relativamente altos desde la década de los setenta, lo que indica, por un lado, que la movilidad social ya era muy elevada desde esa época; por otro, que se puede cometer un error al afirmar que la estructura de clases en el país es muy abierta.

Esta interpretación podría ser errada. No verifica las oportunidades relativas de que las personas con diferentes orígenes de clase alcancen posiciones más altas en la distribución de clases de destino. Estas oportunidades relativas son la mejor forma de

medir las ventajas que las personas con distintos orígenes de clase tienen para aprovechar las oportunidades de movilidad social creadas por una sociedad en rápido cambio estructural. Si no hubiese ventajas relativas asociadas con el origen de clase, entonces podríamos decir que realmente la sociedad brasileña tiene una estructura de clases abierta y justa. Por desgracia, éste no es el caso. En Brasil, las ventajas que gozan los hijos de las familias de clases altas son realmente muy elevadas. La gran mayoría de los que provienen de las clases sociales superiores tienden a ascender más o a mantenerse en la cima. Para analizar estas oportunidades relativas estimamos distintos modelos log-lineales. Nuestro objetivo no fue sólo verificar el grado de desigualdad de oportunidades, sino también verificar cómo se estructura esa desigualdad.

Los análisis revelan que la jerarquía entre las clases y la inmovilidad en la clase superior (I+II, clase de servicios) son los principales factores determinantes de la desigualdad de oportunidades, o fluidez social, en Brasil. Para llegar a este resultado, aparentemente trivial, realizamos una serie de análisis con modelos log-lineales. En la bibliografía sobre movilidad social existe un largo debate sobre la forma en que se estructura la relación entre las clases sociales, que determinaría el patrón de fluidez social en las sociedades industriales. Por un lado, algunos autores (Erickson y Goldthorpe 1993) afirman que existe un patrón determinado no sólo por la jerarquía, sino también por divisiones entre sectores económicos, afinidades entre ciertas clases, y la herencia diferencial en cada clase. Esta perspectiva parte de la idea de que existen diferentes barreras a la movilidad que influyen sobre la fluidez social; es decir, existe un patrón topológico de movilidad. Por otro lado, se cuenta con una larga tradición que afirma que basta con la

jerarquía y la inmovilidad para explicar el patrón de fluidez social. Esta segunda perspectiva parte de principios más simples: destaca la importancia de la movilidad vertical entre todas las clases sin hacer distinciones entre sectores.

Nuestros análisis indican que la segunda perspectiva es la que mejor caracteriza a la estructura de clases brasileña. Incluso en la versión brasileña del modelo CASMIN (modelo 13 en los cuadros 5.2 y 5.4), son los efectos jerarquía los que predominan. Por tanto, podemos afirmar que la jerarquía social es el principal determinante de la desigualdad de oportunidades en Brasil. Aunque aquí hemos analizado esta jerarquía en términos de clases (ocupaciones), también podría observarse en términos de ingresos, educación, u otros marcadores de la estratificación social. Esta conclusión no es trivial; indica que la disminución de la desigualdad social entre grupos jerárquicamente ordenados, en términos de ingresos u ocupación, por ejemplo, tendería a tener impactos más importantes en la movilidad intergeneracional que la disminución de las barreras entre sectores (por ejemplo rural vs. urbano o manual vs. no manual).

Estos resultados se reproducen con mucha similitud para hombres y mujeres. Si acaso, es posible identificar una tendencia a la mayor movilidad absoluta para ellas. Ésta se explica en parte por el hecho de que las comparaciones intergeneracionales se hacen entre padres e hijas. Hay además un predominio más acentuado del patrón de fluidez jerárquico recién descrito.

A estas conclusiones podemos sumar los resultados que obtuvimos al analizar el efecto de la escolaridad en la fluidez social. Resulta común escuchar que la educación es el principal mecanismo de movilidad social en las sociedades contemporáneas. Si la

educación fuese capaz de acabar con la herencia de clase y la influencia de la jerarquía entre las clases de origen en las oportunidades de movilidad, podríamos decir que la única política que debería promoverse sería la educativa. Nuestros análisis confirman que la adquisición de calificaciones en el sistema educativo puede disminuir las desventajas de origen, pero también no hay duda de que estas desventajas no se eliminan del todo con la escolaridad. Las personas con orígenes de clase más altos tienden a tener más escolaridad y, además, tienden a recibir privilegios en el mercado de trabajo, independientemente del nivel educativo alcanzado. Además, las personas con el mismo nivel educativo pero con distintos orígenes de clase (alto y bajo, por ejemplo), tienden a tener retornos diferentes en el mercado de trabajo, retornos que favorecen a quienes tienen orígenes de clase más altos.

Por lo tanto, la expansión educacional y la mejora de la enseñanza no son las únicas políticas que han de instrumentarse para disminuir la desigualdad de oportunidades. Combinar políticas redistributivas y disminuir las desigualdades de condición además de las políticas educacionales para lograr una disminución efectiva de la inequidad social en la sociedad brasileña resulta, por demás, esencial.



**PAUTAS DE LA MOVILIDAD OCUPACIONAL CHILENA
EN LA DÉCADA DEL 2000**

Vicente Espinoza

El estudio de la movilidad en diversos ámbitos constituye un elemento clave para comprender las oportunidades que están abiertas para las personas. Además de una comparación entre dos poblaciones distintas en dos o más momentos del tiempo, los estudios de movilidad son de tipo longitudinal, lo cual permite analizar trayectorias individuales. Este análisis resulta adecuado cuando los grandes procesos de transformación estructural explican cada vez menos la variación en las condiciones de vida, ya que ésta depende de la posibilidad de moverse en un sistema de posiciones relativamente estable.

La preocupación por la movilidad en Chile se asocia directamente con las formas que asume la desigualdad en la sociedad actual. Los estudios de movilidad pueden establecer válidamente cuáles son las oportunidades que han estado abiertas para las personas, lo que se convierte en una medida precisa del estado de la equidad social. Las oportunidades pueden evaluarse dentro de una misma trayectoria biográfica, o bien, compararse con la situación de generaciones anteriores. Los análisis intergeneracionales son los que permiten un mejor análisis de las oportunidades. Lo anterior porque los mayores cambios en la posición social ocurren, con mayor probabilidad, de una generación a otra.

Las ventajas que ofrece el estudio de la movilidad social deben

contrapesarse adecuadamente con las dificultades que plantea acotar este campo. Un término como movilidad social comprende de hecho diversos ámbitos: ingreso, ocupación, educación, residencia, entre los de mayor impacto para el bienestar. Asociado con lo anterior, se encuentra el problema de la definición de un conjunto de posiciones equivalentes entre las que se mueven las personas. Las posiciones pueden ser más nítidas cuando se trata de entidades observables como países, ciudades o barrios. Los aspectos conceptuales, que pueden llevar a conclusiones divergentes, se plantean con frecuencia cuando las cualidades no son directamente observables (como el prestigio), o no se pueden comparar con facilidad (como la educación), o constituyen fenómenos de gran variedad (como las ocupaciones), o bien, están asociadas con problemas de medición (como el ingreso). En último lugar, pero ciertamente no irrelevante, se encuentra el que los estudios de movilidad tengan como referencia la igualdad de oportunidades. Lo anterior puede resultar decepcionante para quienes se interesan más bien en la igualdad de resultados.

Los dilemas anteriores se han expresado en discusiones teóricas y conceptuales y datan desde la década de los cincuenta y hasta hoy. El debate compete principalmente a la sociología. No obstante, en las últimas dos décadas, los economistas han incorporado su preocupación por la movilidad de ingresos y la movilidad ocupacional. No es pertinente hacer un recuento de los debates y las escuelas sociológicas derivadas de ello; baste decir que, una vez que se sale del campo de los estudios fenomenológicos de tipo cualitativo, se entra en un área de alta homogeneidad en términos de métodos y enfoque (Hout & DiPrete 2006).

Este capítulo presenta y comenta los resultados de la Encuesta

Nacional de Estratificación Social (ENES), aplicada en Chile el año 2009.¹ El texto presenta un conjunto de estadígrafos y modelos de movilidad comunes a los participantes en este libro, lo cual excusa la explicación detallada de éstos. Tampoco hay mayor detalle con respecto a los criterios y procedimientos de construcción de las categorías de clase, también comunes a todos los capítulos.

El presente capítulo se organiza de la siguiente manera: la introducción contextualiza los estudios de movilidad social en Chile con respecto a la pobreza y la desigualdad de ingresos, así como los debates intelectuales al respecto. A continuación se presentan indicadores demográficos y de condiciones de vida. La sección siguiente presenta y analiza indicadores descriptivos de movilidad, basados en los porcentajes de las tablas de movilidad para hombres, mujeres y total; en esta misma sección se grafican los datos de movilidad utilizando Análisis Factorial de Correspondencias simples. Las secciones siguientes abordan el análisis formal de la movilidad y utilizan para ello modelos log-lineales. En primer lugar, se revisa el ajuste de siete modelos, para pasar después al tratamiento detallado del modelo de fluidez constante. Asimismo se realizan consideraciones acerca del componente jerárquico de la movilidad, relevante en el caso de Chile. El capítulo cierra con la comparación de la movilidad de hombres y mujeres. Para estos efectos se echa mano de modelos log-multiplicativos.

1 La encuesta se realizó en el marco del proyecto Anillos SOC12 de CONACYT, con aportes complementarios de la Subsecretaría de Desarrollo Regional (SUBDERE). Datos disponibles en Proyecto Desigualdades 2009 <http://www.desigualdades.cl/encuesta-nacional-de-estratificacion-social>

6.1 LA SUPERACIÓN DE LA POBREZA COMO UN CASO DE MOVILIDAD OCUPACIONAL

Entre 1990 y 2003, la pobreza en Chile se redujo desde niveles cercanos al 40% hasta el 15%. Se trata del caso más exitoso al respecto en la región latinoamericana, y del país que redujo la pobreza con mayor rapidez en el mundo. No obstante, la medición de la encuesta CASEN 2009 reveló un incremento en los niveles de pobreza de los hogares que alcanzó el 15.1% (comparado con 13.7% en 2006), y no varió en la medición de 2011 (Chile. Ministerio de Desarrollo Social 2011).

Llamó la atención de los analistas del proceso el que la superación de la pobreza no se ligara a una modificación sustantiva de los niveles de desigualdad de ingreso. Éstos se mantenían prácticamente constantes, lo cual indicaba incrementos en el ingreso para el conjunto de la población (Contreras 2003, Joignant & Güell 2009). De hecho, los logros chilenos en materia de superación de la pobreza tienen como trasfondo un modelo de desarrollo económico que se apega estrictamente a los criterios establecidos por el Consenso de Washington. Esto habría de mostrar que el modelo resulta compatible con la mejoría de las condiciones de vida de la población.

En las últimas tres décadas, Chile experimentó una notable expansión económica. Su crecimiento medio fue de alrededor del 5% anual, y alcanzó un ingreso per cápita para 2009 de US\$14,331 (PPA), muy cerca de México (US\$14,337) y de Argentina (US\$14,559). Las autoridades económicas chilenas esperan que en poco más de una década, se encuentre al nivel de países desarrollados de menor ingreso. Junto con ello, no obstante, Chile

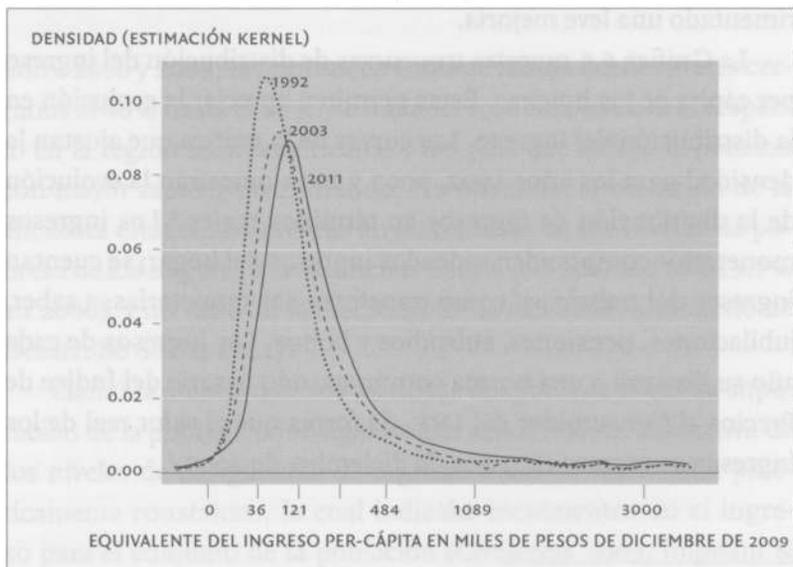
es el cuarto país más desigual en una región de alta desigualdad (Gini = 0.51), aunque en la última década, esta situación ha experimentado una leve mejoría.

La Gráfica 6.1 muestra tres curvas de distribución del ingreso per cápita de los hogares. Éstas permiten apreciar la evolución en la distribución del ingreso. Las curvas de la gráfica que ajustan la densidad para los años 1992, 2003 y 2011 muestran la evolución de la distribución de ingresos en términos reales.² Los ingresos monetarios comprenden todos los ingresos del hogar; se cuentan ingresos del trabajo así como transferencias monetarias; a saber, jubilaciones, pensiones, subsidios y bonos. Los ingresos de cada año se llevaron a una norma común usando la serie del Índice de Precios al Consumidor del INE, de forma que el valor real de los ingresos se expresa en pesos de diciembre de 2009.³

2 Elaboración propia con base en datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional. La densidad de la distribución de ingresos se estimó con una función no paramétrica de tipo kernel, de forma que el área contenida bajo la curva suma 1 (Silverman 1986, Fox & Weisberg 2011, R-Core 2013). La variable usada para la estimación corresponde a las medias de los tramos establecidos por 250 percentiles (0.4%) de la distribución de ingresos monetarios per cápita de los hogares, de forma que contiene 251 puntos, incluyendo el mínimo y el máximo de los ingresos (las encuestas de 1990 y 1992 no permiten realizar separaciones más finas). Los percentiles se obtuvieron implícitamente de acuerdo con el método Woodruff para encuestas por muestreo, esto es, con una distribución acumulativa empírica de la variable de interés (se aprovechó que la media se define sin ambigüedad para muestras complejas), que puede mapearse sobre los valores originales de ésta (Lumley 2011).

3 La transformación de los ingresos a su raíz cuadrada reduce el sesgo

GRÁFICA 6.1
DISTRIBUCIÓN DE LOS INGRESOS MONETARIOS PER-CÁPITA DE HOGAR.
CHILE 1992, 2003, 2011



Fuente: Elaboración propia con datos de la encuesta CASEN.

La Gráfica 6.1 muestra una mejoría en los niveles de ingreso real de la población en las dos últimas décadas. En efecto, en cada medición sucesiva, la curva se desplaza hacia los niveles de mayor ingreso real y pasa su valor más frecuente desde niveles de \$80

de la distribución de una manera menos severa que la transformación logarítmica, lo cual permite apreciar a simple vista la desigualdad de los ingresos; por ello se prefirió en esta representación. La serie de Índice de Precios al Consumidor se obtuvo de http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/estadisticas_precios/ipc/base_2009/index.php acceso 12 abril 2012

US (\$40,000 CLP) en 1992 a \$240 US (\$120,000 CLP) en 2011. En el mismo periodo, la media de los ingresos per cápita del hogar creció 1.9 veces en términos reales. El cambio más pronunciado se produjo en la primera década. En efecto, la medición de 1992 muestra una alta concentración de casos alrededor del valor típico, mientras que en 2003, la curva de distribución se ha «achataado» y ensanchado. En 2013, la mejoría se marca más que en la primera década. La forma de la distribución muestra entonces el surgimiento de la así llamada «clase media emergente» que, si bien exhibe notables progresos con respecto de inicios de los noventa, aún es relativamente pobre y su expansión aparece más lenta en la última década.

La Gráfica 6.1 también permite apreciar el alto sesgo en la distribución de los ingresos. En efecto, para esos mismos años, los ingresos medios se ubican en el decil VIII para las dos primeras mediciones y en el decil VII para la última. En las curvas, estos valores se alejan de los ingresos típicos, como se puede apreciar en la escala del eje horizontal, y reflejan la distorsión que imprimen los ingresos extremadamente altos.

La mejoría de los ingresos en el periodo en el que se reduce la pobreza alcanza a la totalidad de la población. Al poner el foco en la reducción de la pobreza, sin embargo, el proceso de movilidad social ascendente que experimentó la mayor parte de la población chilena en los últimos veinte años, queda en la penumbra. La superación de la pobreza se acompañaba por una mejoría en las condiciones de vida del conjunto de la sociedad chilena. Desde esta perspectiva, la reducción de la pobreza forma parte de un amplio proceso de movilidad ascendente; la superación constituía el caso particular de una movilidad que traspasaba un umbral de ingreso, la «línea de pobreza».

Comprender mejor la evolución de la pobreza y su dinámica demanda moverse desde su análisis focalizado hacia un plano más general. Se debe considerar el peso que posee el acceso al mercado de trabajo en el diseño de la política de superación de la pobreza. Ésta se asociaba en gran medida con la inserción de los pobres en el mercado de trabajo. En condiciones de crecimiento económico sostenido, autoridades y analistas económicos plantearon que la principal herramienta de reducción de la pobreza lo constituía la inserción de los chilenos y chilenas en el mercado de trabajo.⁴ El acceso a una ocupación permite generar ingresos autónomos de las transferencias desde el sector público (Cecchini & Uthoff 2008).

La movilidad en el mercado de trabajo constituye el trasfondo de la política social de superación de la pobreza, lo cual fue la principal razón para estudiar la movilidad ocupacional en Chile (Espinoza 2002). En otras palabras, las características que asume la movilidad en el mercado de trabajo reflejan también las oportunidades que la sociedad ofrece a sus integrantes para alcanzar un nivel adecuado de bienestar (Hout 1988). Al menos una reserva: no todos los pobres tienen acceso al mercado de trabajo y por ello no se consideran en el análisis. Asimismo, hay ocupados que se encuentran bajo la línea de pobreza, lo cual puede indicar que el puro acceso no resuelve el problema de pobreza, pues ésta reflejaría también imperfecciones o segmentación en el mercado de trabajo.

4 La explicación, no obstante, debe matizarse. La pobreza disminuyó en los años de la crisis asiática a pesar del incremento en el desempleo. Lo anterior es una indicación de la contribución del gasto público en este aspecto.

El campo de estudio

El análisis de la movilidad ocupacional en Chile y América Latina está desfasado con respecto a la evolución de este campo intelectual en Europa y Norteamérica. En efecto, durante la década de los cincuenta y sesenta, los estudios latinoamericanos de movilidad ocupacional avanzaron prácticamente a la par de los estudios realizados en otras latitudes, no pocas veces en el marco de proyectos comparativos (Filgueira 2001, Bendix & Lipset 1963). Diversas razones dejaron los estudios de movilidad fuera de la agenda de investigación por largo tiempo. Entre éstas se cuentan la asociación de este tipo de estudios con un enfoque funcionalista que había perdido prestigio, el foco de las agencias financieras en otro tipo de proyectos y, no menos relevante, el incremento de dictaduras militares hostiles a las ciencias sociales (Solís 2007, Espinoza 2002). En las tres últimas décadas del siglo xx, los temas relativos a la crisis fiscal, el desempleo y la pobreza preocupaban más que otros a los investigadores y planificadores latinoamericanos. Mientras tanto y en los países sajones, los estudios de movilidad se habían desplazado hasta la que se denominó como su cuarta generación. En ésta, el análisis comparativo de la estructura de la movilidad entre países se acompaña por preguntas precisas y técnicas estadísticas sofisticadas (Ganzeboom et al. 1992, Treiman & Ganzeboom 1997, Hout & DiPrete 2006).

Florencia Torche (2005) fue quien puso el caso chileno en el debate internacional sobre la fluidez de las sociedades industriales. En este debate, cuyos orígenes se remontan a la década de los cincuenta, se refiere al grado de igualdad de oportunidades que poseían los miembros de las sociedades industriales europeas. Ya desde principios de los noventa, se acepta que las diferencias en-

tre sociedades no correspondan a niveles sino a pautas de movilidad (Erikson & Goldthorpe 1992, Xie 1992). La expresión mejor establecida de la pauta de movilidad corresponde al «Modelo de Fluidéz Constante» (MFC) establecido por Erikson y Goldthorpe (1992) y el cual Torche (2005) prueba para el caso chileno. Aunque Chile no es —y quizá no lo sea nunca— un país industrializado como sí lo son con los que se lo compara, se trata de un caso que desafía la generalidad de la pauta por su alta desigualdad de ingresos. Los resultados de Torche muestran que, a pesar de la alta desigualdad de ingreso, la pauta de fluidéz observada en Chile se ajusta al modelo de Erikson y Goldthorpe (1992). Lo anterior se resume en la siguiente expresión: «desigual pero fluido».

La caracterización de Torche (2005) diverge de la que se presenta en estudios sobre movilidad de ingreso, que entregan la imagen de una sociedad más bien inmóvil (Núñez y Miranda 2010, Núñez y Tartarowski 2011). Tales estudios han examinado la persistencia en una posición de la distribución de ingreso entre generaciones (herencia) y usan como medida la elasticidad de ingreso entre padres e hijos. Los análisis realizados en diversas bases de datos, con diversas metodologías, encuentran una elasticidad alta cuyo rango se encuentra entre 0.57 y 0.74 para las edades 25 – 40. Esto resulta alto según estándares internacionales establecidos por estudios realizados con metodologías comparables. Vale decir que la movilidad de ingreso en Chile se caracteriza por una tendencia marcada a heredar los niveles de ingreso del padre.

A primera vista, los resultados de ambos estudios aparecen contradictorios: mientras la mirada desde las ocupaciones parece mostrar una sociedad en la cual las oportunidades están abiertas para todos, desde el punto de vista del ingreso, el panorama

aparece casi completamente opuesto. En este capítulo revisamos y comparamos las conclusiones de Torche (2005). Para ello utilizaremos datos de movilidad de 2009.

El capítulo presenta, en primer lugar, una descripción de la distribución de las clases según sexo. Se utilizan indicadores de estatus socioeconómico. A continuación, se ocupa de las pautas de movilidad absoluta, para lo que se echa mano de gráficas factoriales. Después se pasa al análisis de diversos modelos de movilidad y se introduce una discusión sobre el carácter jerárquico que puede tener la pauta de movilidad social en Chile. La última parte del capítulo se dedica a revisar las pautas de movilidad de hombres y mujeres.

Los datos del estudio

La Encuesta Nacional de Estratificación Social 2009 ($n=6153$) del Proyecto Desigualdades generó datos sobre la población de 18 años y más que reside en el territorio nacional. La encuesta representa las 15 regiones en las que el país se divide administrativamente. Permite ésta asimismo realizar análisis por separado para zonas urbanas y rurales. Dentro de las primeras, distingue entre grandes centros urbanos y ciudades de tamaño intermedio. La muestra posee un error máximo de 1.6% a nivel nacional y un nivel de confianza de 95%. El cuestionario se aplicó en el domicilio de la persona por medio de una entrevista individual. El estudio aborda otros temas aparte de la movilidad ocupacional.

En los análisis subsiguientes se utiliza una submuestra de la encuesta constituida por 3,089 entrevistados/as ocupados al momento de la entrevista, de los cuales 1,950 son hombres y 1,139 mujeres. Las edades se encuentran entre los 20 y 64 años. La pon-

deración de la submuestra y el cálculo de las estadísticas descriptivas se realizaron con la aplicación «survey» para el Programa Estadístico R (Lumley 2011). Los datos del artículo difieren de los utilizados en otros análisis, dado que consideraron edades comprendidas entre 25 y 64 años (Espinoza y Núñez 2014, Espinoza et al. 2013).

6.2. ESTRUCTURA DE CLASES EN GENERAL Y SEGÚN SEXO

El Cuadro 6.1 presenta la distribución porcentual de los ocupados en las categorías de clase utilizadas en el estudio. Éste es el punto de partida para comprender las posiciones sociales en las cuales se encuentran los entrevistados.

CUADRO 6.1
DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LOS OCUPADOS EN CLASES SOCIALES
CHILE, ENES 2009

	VARONES	MUJERES	TOTAL
I+II	19.0	20.6	19.6
IIIa+b	11.8	24.8	16.6
IVa+b	10.2	12.3	11.0
V+VI	22.4	7.2	16.8
VIIa	22.8	30.5	25.6
IVC	5.2	0.7	3.6
VIIb	8.5	4.0	6.9
TOTAL	100.0	100.0	100.0
N	1950	1139	3089

Fuente: Cálculos propios a partir de la ENES 2009.

Las clases en Chile muestran una distribución relativamente

pareja entre los grupos dependientes en actividades no manuales y manuales calificadas (I+II, IIIa+b, v+vi), que comprenden cerca de 17% cada uno. La mayor proporción en la clase de servicios (I+II) se explica por la inclusión de los empleadores. La participación de los pequeños empleadores e independientes es más pequeña (11%), lo que refleja sólo a quienes se desempeñan en actividades establecidas y de mayor calificación. El grupo de mayor tamaño son los trabajadores semi-calificados (25.6%). Éste incluye tanto asalariados como independientes. Finalmente, los trabajadores agrícolas comprenden poco más del 10%, con un grupo relativamente reducido de campesinos pequeños propietarios (3.6%).

Se aprecia una marcada división sexual del trabajo en algunas categorías. En efecto, las mujeres predominan en las actividades de gestión rutinaria (IIIa+b), y doblan en cantidad a los hombres en ocupaciones semi-calificadas (VIIa). Los hombres, por su parte, predominan en las ocupaciones calificadas (v+vi), donde su proporción prácticamente triplica la de las mujeres, y en el trabajo agrícola, la duplican. Nótese que en la clase de alta gestión (I+II), hay un relativo equilibrio entre hombres y mujeres, tal como entre pequeños empleadores e independientes establecidos (Iva+b).

El Cuadro 6.2 presenta algunos indicadores de las condiciones de vida según clase social, con base en los datos entregados en la encuesta. Los ingresos mensuales individuales del hogar y per cápita corresponden a la declaración del entrevistado o entrevistada y no han sido sometidos a ningún ajuste. Los datos ISEI corresponden a una escala internacional de estatus socioeconómico que utiliza la clasificación ISCO para realizar las asignaciones.

CUADRO 6.2
DESCRIPTIVOS DE CONDICIONES DE VIDA DE LOS ENTREVISTADOS
Y SUS HOGARES

	AÑOS DE ESCOLARIDAD	INGRESOS MENSUALES*	INGRESOS DEL HOGAR*	INGRESO PER CAPITA DEL HOGAR*	ISEI
I+II	14.9	605.5	880.3	299.8	56.1
IIIa+b	11.8	222.2	355.8	109.9	40.8
IVa+b	11.4	270.4	503.0	131.5	39.6
V+VI	10.6	238.6	402.7	102.5	32.1
VIIa	9.5	161.4	275.2	69.0	23.2
IVc	7.6	139.9	197.8	54.9	24.7
VIIb	8.8	176.3	209.6	58.7	18.5
TOTAL	10.7	246.7	380.4	107.6	35.6

* Ingresos en miles de pesos chilenos.

Fuente: Cálculos propios a partir de la ENES 2009.

La escolaridad media en la muestra es de 10.7 años, lo cual se encuentra algo más abajo de los años de escolaridad obligatoria en Chile; a saber, 12 años desde 2003. Se aprecia una asociación entre los niveles de escolaridad y las clases. En la de alta gestión, la escolaridad alcanza cerca de 15 años. Lo anterior revela la presencia de un contingente importante de trabajadores con educación superior. Las ocupaciones de rutina no manual, así como los trabajadores independientes y calificados, poseen niveles semejantes, alrededor de la enseñanza media completa. Los trabajadores semi-calificados, así como los rurales, varían entre 7.6 entre los campesinos y 9.5 en los no rurales; la escolaridad de estos trabajadores se mueve alrededor de la enseñanza básica completa.

La continuidad vertical advertida en los niveles de escolaridad

no se reproduce con la misma claridad en los niveles de ingreso (los valores se entregan en miles de pesos chilenos, porque el análisis se hace solamente en términos ordinales).⁵ Los ingresos son sumamente altos entre los miembros de la clase de alta gestión, los cuales son dos y media veces mayores que la media y 2.7 veces mayor que los ingresos medios de la clase de gestión rutinaria. Los independientes y pequeños empleadores establecidos reportan ingresos algo más altos que las clases contiguas. La relativamente menor escolaridad que poseen, se compensa con su posición en el mercado. Los ingresos tienen una caída marcada entre los trabajadores semi-calificados, que son incluso menores a los que poseen los trabajadores agrícolas dependientes. De hecho, el ingreso de los trabajadores semi-calificados corresponde a dos tercios de los ingresos medios de un trabajador manual calificado. El grupo de menor ingreso corresponde a los campesinos propietarios. Debe notarse que en las categorías con predominio de mujeres —gestión baja y semi-calificados— los ingresos tienden a mostrar medias más bajas con respecto a la escolaridad.

Los ingresos del hogar muestran una pauta semejante a la observada para los ingresos individuales de trabajo, pero acentúan algunas diferencias. En todos los casos, los ingresos del hogar son mayores a los ingresos del entrevistado, lo cual revela la presencia de aportes múltiples. El crecimiento más marcado se aprecia entre los pequeños empleadores, cuyo ingreso constituye poco más de la mitad de los ingresos del hogar. Con esto pueden dis-

5 Como referencia, al momento de la encuesta un dólar se compraba a \$540 pesos.

minuir, más que ningún otro grupo, la brecha con los mayores ingresos. Los asalariados campesinos muestran el mayor aporte del ingreso del entrevistado a los ingresos del hogar. Lo anterior los hace perder posiciones y los acerca a los campesinos más pobres. Los ingresos per cápita del hogar mantienen el orden de los ingresos agregados, pero incrementan la brecha con respecto a los de la clase de servicios, así como de los hogares de los trabajadores semi-calificados y los agrícolas con respecto a las clases con ingresos inmediatamente superiores.

En suma, se advierte una jerarquía en los indicadores de recursos e ingreso que tiende a mantenerse entre todas las posiciones. Destaca la polarización de escolaridad e ingresos entre la clase de servicios y los campesinos, mientras que en los ingresos intermedios, los pequeños empresarios establecidos logran los mejores niveles de ingreso, por encima de su escolaridad.

6.3. MOVILIDAD ABSOLUTA ENTRE GENERACIONES. DESTINO DE LA SEGUNDA GENERACIÓN

La tabla de movilidad entre una y otra generación es la herramienta clave de los estudios de movilidad. Ella sistematiza información retrospectiva con respecto a la situación de los padres o proveedores en el hogar del entrevistado cuando éste tenía 15 años de edad. La tabla representa estadísticamente sólo a los entrevistados y no constituye una muestra de la fuerza de trabajo para los padres. La diagonal descendente en la tabla muestra la herencia de posiciones entre padres e hijos, mientras que los valores en el triángulo sobre la diagonal indican la movilidad descendente, y los valores del triángulo inferior, la ascendente.

La aproximación descriptiva a la tabla de movilidad puede utilizarse para un primer examen de los datos en términos de flujos de salida y entrada, operacionalizados como porcentajes fila y columna, respectivamente. Los porcentajes se calculan en el sentido de las filas cuando se quiere resaltar el destino de los hijos con respecto a la posición de los padres. Estos análisis comparan las desviaciones de la movilidad observada con respecto a una situación de independencia estadística representada por los marginales de fila y columna. El Cuadro 6.3 presenta los flujos de salida para toda la fuerza de trabajo.

CUADRO 6.3
PORCENTAJES DE SALIDA EN LAS TABLAS DE MOVILIDAD SOCIAL, CHILE

A) HOMBRES								
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVC	VIIb	TOTAL
I+II	57.4	11.8	8.3	6.5	13.0	1.2	1.8	100.0
IIIa+b	26.9	24.6	8.2	22.4	17.9	0.0	0.0	100.0
IVa+b	24.0	9.8	23.5	21.1	14.2	0.5	6.9	100.0
V+VI	19.2	11.9	11.2	33.8	19.4	1.5	3.0	100.0
VIIa	11.2	15.0	8.6	21.7	39.3	1.7	2.6	100.0
IVC	9.5	4.1	13.6	16.0	14.2	24.9	17.8	100.0
VIIb	6.4	2.1	3.4	22.3	18.5	17.6	29.6	100.0
TOTAL	19.2	11.4	10.6	22.5	22.7	5.6	7.9	100.0
B) MUJERES								
I+II	48.5	16.2	26.3	0.0	9.1	0.0	0.0	100.0
IIIa+b	17.1	36.6	4.9	8.5	32.9	0.0	0.0	100.0
IVa+b	30.8	33.8	11.5	10.8	12.3	0.8	0.0	100.0
V+VI	23.0	23.9	12.2	8.5	30.5	0.0	1.9	100.0
VIIa	17.4	27.5	14.1	4.9	34.1	0.0	2.0	100.0

IVC	10.6	11.7	9.6	5.3	45.7	4.3	12.8	100.0
VIIb	3.8	20.8	6.9	16.2	33.8	2.3	16.2	100.0
TOTAL	20.8	25.0	12.5	7.6	29.2	0.8	4.1	100.0

C) TOTAL

	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVC	VIIb	TOTAL
I+II	54.1	13.4	14.9	4.1	11.6	0.7	1.1	100.0
IIIa+b	23.1	29.2	6.9	17.1	23.6	0.0	0.0	100.0
IVa+b	26.6	19.2	18.9	17.1	13.5	0.6	4.2	100.0
V+VI	20.5	16.1	11.5	25.0	23.3	1.0	2.6	100.0
VIIa	13.6	20.0	10.8	15.0	37.2	1.0	2.3	100.0
IVC	9.9	6.8	12.2	12.2	25.5	17.5	16.0	100.0
VIIb	5.5	8.8	4.7	20.1	24.0	12.1	24.8	100.0
TOTAL	19.8	16.5	11.3	17.0	25.1	3.8	6.5	100.0

Fuente: Cálculos propios a partir de la ENES 2009.

El efecto de herencia predomina con distinta fuerza en cinco de las siete clases y marca el peso que posee la reproducción de las posiciones sociales; no obstante, en la clase de servicios, más de la mitad (54%) de los hijos heredan la posición de los padres. En las restantes clases, los niveles de herencia son menores, lo que indica la existencia de chances de movilidad. Cabe destacar que luego de la clase de servicios, el mayor nivel de herencia se observa en los trabajadores manuales semi-calificados (37%), lo cual puede ser indicativo de una barrera a la movilidad de los menos calificados.

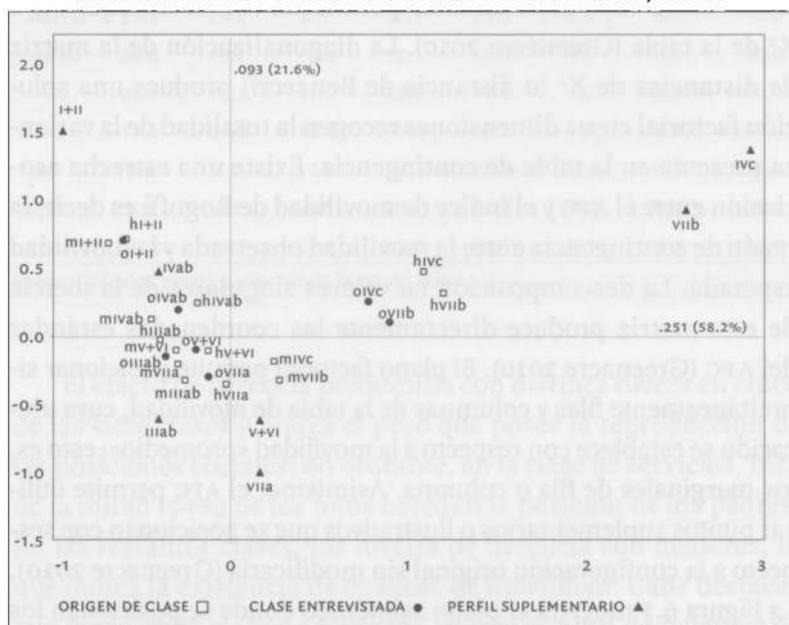
Las chances de acceso a la clase de alta gestión varía entre 20.5% para los hijos de los trabajadores manuales calificados y 26.6% para los hijos de pequeños empresarios. Las probabilidades de acceso, desde las posiciones agrícolas u otras de baja califi-

cación, tienen menos de la mitad de probabilidades en comparación con las anteriores.

El Análisis Factorial de Correspondencias (AFC) ofrece una presentación gráfica que permite sintetizar los datos de la tabla de movilidad. El AFC analiza simultáneamente los porcentajes de filas y columnas (i.e. «perfiles») al establecer una medida de distancia entre ellos cuya varianza ponderada («inercia») equivale a X^2 de la tabla (Greenacre 2010). La diagonalización de la matriz de distancias de X^2 (o distancia de Benzecri) produce una solución factorial cuyas dimensiones recogen la totalidad de la varianza presente en la tabla de contingencia. Existe una estrecha asociación entre el AFC y el índice de movilidad de Rogoff; es decir, la razón de contingencia entre la movilidad observada y la movilidad esperada. La descomposición en valores singulares de la inercia de esta matriz produce directamente las coordenadas estándar del AFC (Greenacre 2010). El plano factorial permite posicionar simultáneamente filas y columnas de la tabla de movilidad, cuya ubicación se establece con respecto a la movilidad «promedio»; esto es, los marginales de fila o columna. Asimismo, el AFC permite utilizar puntos suplementarios o ilustrativos que se posicionan con respecto a la configuración original sin modificarla (Greenacre 2010). La Figura 6.1 muestra el plano asimétrico donde se posicionan los perfiles de salida o de los padres (círculos llenos) y los porcentajes de entrada o de hijos e hijas (triángulos). Los círculos vacíos representan puntos suplementarios que corresponden a los perfiles de hombres y mujeres. Los perfiles de «salida» están posicionados de acuerdo con coordenadas principales y representan la desviación del perfil observado con respecto a la independencia. Los perfiles de los hijos se posicionan en coordenadas estandarizadas para te-

ner media o y desviación estándar; por ende pueden interpretarse como razones de contingencia. Cada punto corresponde a la situación hipotética en la cual la totalidad de los hijos provendría de la misma ocupación de sus padres.

FIGURA 6.1
MAPA ASIMÉTRICO DEL AFC DE LA TABLA DE MOVILIDAD, CHILE



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENES 2009.

La tabla de movilidad total posee una inercia total de .355 (esto es X^2/N), que muestra una asociación relativamente débil entre ocupaciones de origen y destino. En la gráfica, ello puede apreciarse por la proximidad de los perfiles de origen (círculos) al centro del

sistema de coordenadas. Sólo se apartan de ello las ocupaciones de origen en la agricultura y en la clase de servicios. De hecho, 57.6% de la asociación observada en la tabla se debe a los efectos de la clase de servicios y la clausura relativa de las ocupaciones agrícolas.

Las dos primeras dimensiones dan cuenta de 87.7% de la inercia total de la tabla de movilidad, por lo que muestra adecuadamente las posiciones. En el primer eje se diferencian los destinos agrícolas del resto de las posiciones. Estas ocupaciones se caracterizan por constituir destinos improbables para los trabajadores restantes. A la vez, muestran mayor retención de los hijos que en las demás ocupaciones. Más aún, se aprecian intercambios entre las condiciones de campesino y obrero agrícola, mismas que constituyen los puntos fuera de la diagonal con mayor influencia en la asociación. El segundo eje opone las ocupaciones en la clase de servicios con las restantes, y puede apreciarse cierta jerarquía. La reproducción en la clase de servicios es la mayor de todas en la tabla (54.1%), a la vez que incorpora trabajadores provenientes de otras clases.

Las variables ilustrativas (círculos vacíos) se ubican casi todas cerca del origen del sistema de coordenadas. Lo anterior muestra que las oportunidades de movilidad, tanto para hombres como para mujeres, están relativamente abiertas entre las ocupaciones no agrícolas, pero fuera de la clase de servicios. Conviene observar, no obstante, que las mujeres cuyo origen se encuentra en el sector agrícola (IVC y VIIB) se aproximan a las ocupaciones no agrícolas semi-calificadas, mientras que los hombres con el mismo origen, tienden a mantener la posición de los padres. En cuanto a la clase de servicios (I+II), hombres y mujeres con ese origen tienen grandes chances de permanecer en la posición original. Así, cuando se consideran en

conjunto los efectos de herencia con el sector agrícola, se explica el 68.1% de la asociación presente en la tabla de movilidad.

En suma, las oportunidades de movilidad aparecen abiertas fuera del sector agrícola. La probabilidad de alcanzar la clase de servicios es baja para quien no tiene ese origen. En estas clases, los niveles de herencia, si bien constituyen el efecto más importante del origen, son relativamente bajos (17.5% a 29.2%), mientras que su composición revela que su contingente se recluta desde diversas clases, generalmente en una pauta de movilidad ascendente. La única excepción la constituyen las ocupaciones semi-calificadas cuyos integrantes provienen, en partes casi iguales, del sector agrícola o reproducen la posición original.

El Cuadro 6.4 presenta indicadores descriptivos de movilidad que permiten una nueva interpretación de la información contenida en la gráfica factorial precedente. La movilidad absoluta —la que no reproduce la posición social de origen— alcanza 70% en toda la muestra. Entre mujeres llega a 77.2% y a 65.8% entre los hombres. La movilidad ascendente más que duplica la descendente (2.4 veces en el total); entre mujeres casi se triplica y entre hombres se duplica. Parte de ello se debe al paso más probable que muestran las mujeres desde ocupaciones agrícolas a ocupaciones semi-calificadas fuera de ese sector que, en la clasificación utilizada, se considera ascendente. En todo caso y para el grueso de la población, la movilidad ascendente constituye el proceso predominante.

La diferencia en las marginales de la tabla que recoge el índice de disimilitud muestra que solamente un quinto de la movilidad observada se debe a cambios «estructurales», esto es, a la estructura de las oportunidades. Dicho de otra forma, la movilidad social observada responde menos a grandes procesos de transfor-

mación estructural que a las oportunidades abiertas en el mercado de trabajo. Este aspecto es mucho más marcado entre las mujeres (29.1), que entre los hombres (13.6). Vale decir que, al tomar como referencia al proveedor del hogar, la distribución de los entrevistados en la fuerza de trabajo ha cambiado más para las mujeres que para los hombres. Sin embargo, debe tenerse presente que la distribución del origen social no puede considerarse una muestra aleatoria. Además y en el caso de las mujeres, se presenta un sesgo no controlado de selección, dado su menor nivel de participación en la fuerza de trabajo, mismo que puede incidir en la distribución de las ocupaciones de las entrevistadas.

CUADRO 6.4
MEDIDAS DESCRIPTIVAS DE LA MOVILIDAD OCUPACIONAL, CHILE

	AMBOS SEXOS	VARONES	MUJERES
INMOVILIDAD	30.0	34.2	22.8
TASA DE MOVILIDAD ABSOLUTA	70.0	65.8	77.2
TASA DE MOVILIDAD ASCENDENTE	49.6	45.0	57.6
TASA DE MOVILIDAD DESCENDENTE	20.4	20.8	19.7
TMA / TMD	2.4	2.2	2.9
ÍNDICE DISIMILITUD (=MOVILIDAD «ESTRUCTURAL»)	19.2	13.6	29.1
MOV. «CIRCULATORIA» (=ABSOLUTA-ESTRUCTURAL)*	50.8	52.2	48.1
N	1777	1053	2830

* Debería leerse como «movilidad mínima permitida por las celdas marginales».

Fuente: Elaboración propia a partir de la ENES 2009.

Un rasgo relevante en la muestra chilena se encuentra en la débil asociación entre orígenes y destinos de clase, lo cual se asocia con movilidad de «circulación». Lo anterior no es resultado de

cambios en la distribución de las ocupaciones. La movilidad «circulatoria», es decir, aquélla que no se determina por los cambios en las distribuciones marginales, alcanza la mitad de la muestra y 72% de la movilidad observada. El modelo de desarrollo chileno sufrió un gran cambio estructural en la década de los setenta, cuando pasó de una economía basada en la industrialización sustitutiva, a otra basada en las «ventajas comparativas» que ofrecía la apertura al comercio exterior. Más aún, los grandes procesos migratorios del campo a la ciudad habían alcanzado su mayor flujo en la década anterior. Gran parte de las ocupaciones de los proveedores de los entrevistados se reportaron con posterioridad a este cambio, lo cual puede explicar la baja discrepancia en la distribución de categorías ocupacionales.

6.4 LA MODELIZACIÓN DE LA MOVILIDAD RELATIVA

En los años ochenta, los modelos log-lineales de la tabla de movilidad se convirtieron en la forma canónica de análisis. Su principal ventaja es que permiten contrastar pautas y niveles de movilidad con respecto a modelos diferentes al de independencia, como lo hacía la generación anterior de estudios de movilidad (Hauser 1978, Treiman & Ganzeboom 1997). Desde la década de los noventa, se han difundido modelos log-multiplicativos que permiten comparaciones sintéticas (Xie 1992, Erikson & Goldthorpe 1992). En esta sección, se presentan y comparan modelos log-lineales y log-multiplicativos de la tabla de movilidad (Cuadro 6.5). El análisis se basa en la población total, la que compara con respecto a la movilidad de los hombres. La movilidad específica de las mujeres se aborda en una sección posterior.

La movilidad en esta muestra se encuentra lejos de la perfecta independencia entre orígenes y destinos. El ajuste de la diagonal, como un parámetro común de herencia para los hombres, mejora el ajuste y reduce la G^2 en 50% para los hombres y 42% para la población total, con respecto a la situación de independencia. La menor disminución en la población total refleja que las mujeres tienden menos a heredar la ocupación de los proveedores que los hombres. El modelo no ajusta a pesar de la mejoría, por ello, se prueba con un modelo de cuasi-independencia, donde cada clase ocupa un parámetro específico de herencia. Este modelo mejora su ajuste con respecto al anterior, pero aún no resulta aceptable. El modelo de esquinas cruzadas introduce una restricción al modelo de cuasi-independencia para especificar la mayor circulación entre las ocupaciones en los extremos de la tabla. Con esta especificación, el modelo mejora su ajuste en 62% y 52% con respecto al de semi-independencia para hombres y el total de trabajadores, respectivamente. El ajuste es aceptable de acuerdo con el BIC, mientras que la disimilitud entre los valores predichos por este modelo y los observados, alcanza 6.6% y 7.7% para hombres y total, respectivamente. La disimilitud resulta alta aún, por lo cual, se prueban otros modelos que puedan mejorar el ajuste.

Los modelos de cruce de clases detectan las barreras a la movilidad y permiten establecer su pauta, misma que está dominada por el número de clases que se deben cruzar y la distancia entre ellas. De los modelos revisados de cruce de clases, sólo el de cruce de todas las clases ofrece un ajuste aceptable bajo el BIC, mientras que la disimilitud es mayor para los hombres y levemente menor para toda la población. De acuerdo con este modelo y para toda la muestra, la mayor barrera a la movilidad entre posiciones conti-

CUADRO 6.5
AJUSTE DE LOS MODELOS CON 7 CLASES

	HOMBRES							TOTAL
	G ²	G.L.	BIC	DISIM(%)	G ²	G.L.	BIC	
NULO	1456.5	48	1097.4	35.17	2206.4	48	1824.9	34.69
INDEPENDENCIA	711.4	36	442.0	22.83	873.8	36	587.7	19.12
DIAGONAL PRINCIPAL (HERENCIA O REPRODUCCIÓN)	354.1	35	92.2	16.58	507.3	35	229.1	16.23
CUASI-INDEPENDENCIA	274.7	29	57.7	10.12	375.6	29	145.1	9.66
CUASI-INDEPENDENCIA CON ESQUINAS CRUZADAS	105.2	27	-96.9	6.64	180.2	27	-34.4	7.70
CRUCES 3 MACROCLASES	419.5	34	165.1	17.68	505.2	34	235.0	14.71
CRUCES 4 MACROCLASES	165.3	33	-81.6	11.12	188.3	33	-73.9	8.95
CRUCES TODAS LAS CLASES	124.8	30	-99.7	9.27	144.0	30	-94.4	7.42
MODELO CASMIN (ERIKSON & GOLDTHORPE 1992)	101.9	28	-107.6	6.59	148.7	28	-73.9	7.37
MODELO DE ASOCIACIÓN UNIFORME SIN AJUSTAR DIAGONAL	318.1	35	56.2	16.52	359.4	35	81.2	13.56
MODELO DE ASOCIACIÓN UNIFORME CON DIAGONAL EXACTAMENTE AJUSTADA	163.7	28	-45.8	8.05	206.6	28	-16.0	7.73
RC II HOMOGÉNEO	65.6	23	-106.5	5.36	98.9	23	-83.9	5.46

Fuente: Elaboración propia a partir de la ENES 2009.

guas se encuentra en el paso desde ocupaciones de gestión rutinaria a pequeño empresario (.94). Sin embargo, no se trata de la barrera más alta en el caso de los hombres. Ello indica que este paso parece ser en especial complejo para las mujeres. Los pequeños emprendimientos formales poseen múltiples barreras de entrada y baja probabilidad de consolidación, lo cual resulta consistente con la altura de la barrera. La segunda más alta en la población corresponde al paso entre campesino y trabajador agrícola (.86). En este caso, el nivel es semejante para toda la población. Las barreras entre ocupaciones independientes, calificadas y semi-calificadas son de magnitud semejante entre ellas y relativamente altas para esta muestra. Las barreras más bajas corresponden al paso entre ocupaciones agrícolas y semi-calificadas (.31). La barrera entre la clase de servicios y las de gestión rutinaria se encuentran en un nivel intermedio, lo cual revela cierta permeabilidad.

El modelo CASMIN, según la formulación de Erikson y Goldthorpe (1992), ofrece el mejor ajuste hasta el momento, según el criterio BIC y el índice de disimilitud. El modelo identifica cuatro tipos de efectos que inciden en la movilidad y poseen distinto número de parámetros para especificarlos. El efecto de jerarquía (HI) se refiere a la deseabilidad o indeseabilidad de algunas posiciones sociales. Lo anterior identifica los extremos de la estratificación, así como las clases intermedias; de esta manera se define la movilidad de corta y larga distancia y sus dos parámetros. El efecto de sector (SE) identifica las barreras entre ramas de producción en el acceso a posiciones de clase y separa las clases agrícolas del resto. El efecto de herencia se refiere a las ventajas que los individuos poseen por su origen social y se especifica en tres parámetros: uno que establece la mayor probabilidad de heredar la posición de ori-

gen, otro que marca la herencia en el caso de los pequeños propietarios, y un tercero que especifica la mayor probabilidad relativa de mantenerse en las clases rurales. El efecto de afinidad se refiere a discontinuidades y vinculaciones específicas con los sistemas de clase en sociedades industriales, y sus dos parámetros especifican relaciones de proximidad entre clases sociales.

Revisar la pauta de movilidad requiere considerar el valor de los parámetros del modelo por separado, los cuales se presentan a continuación (Cuadro 6.6) al comparar la población de 20-64 años de edad con respecto a los hombres y los resultados para la muestra de 2001, recalculados de la tabla presentada por Torche (2005). Los coeficientes se presentan como razones entre valores observados y esperados bajo el modelo; por ello, los valores menores a 1 indican «déficit» de casos observados con respecto al modelo, y los mayores a 1, un «exceso». Esta forma de presentación, sin embargo, no permite comparar los coeficientes en términos de su magnitud, dado que los valores para los coeficientes negativos se mueven entre cero y uno. Los positivos no tienen límite superior y por ello la presentación combina ambas formas de presentación. La tabla muestra los coeficientes del modelo en una línea y bajo ella su valor exponencial.

Los modelos considerados presentan coeficientes significativos. Sus efectos van en la misma dirección que indica la teoría, pero con diferencias sensibles de magnitud respecto de las mediciones europeas. En los datos para Chile del año 2009, el coeficiente de Sector (-1.15) resulta ser el mayor en términos absolutos, lo cual indica menores oportunidades de movilidad entre la agricultura y los sectores industriales y de servicios en la economía. Lo sigue el efecto de Afinidad negativa entre categorías extremas (AF1

= -.63) para toda la muestra, pero solamente -.21 entre los hombres. Finalmente, la movilidad de dos pasos, o larga distancia en la Jerarquía (HI2= -.53), constituye el tercer efecto de importancia.

CUADRO 6.6
PARÁMETROS DEL MODELO DE FLUIDEZ CONSTANTE.
EUROPA, CHILE 2001 Y 2009, VARONES Y TOTAL

PARÁMETROS	2009 VARONES (20-64)	2009 TOTAL (20-64)	CASMIN	2001 TOTAL (25-64)	2009 TOTAL (25-64)
JERARQUÍA I	-0.21	-0.15	-0.22	-0.12	-0.30
JERARQUÍA II	-0.51	-0.53	-0.45	-0.65	-0.63
HERENCIA I	0.44	0.35	0.43	0.41	0.23
HERENCIA II	0.55	0.44	0.84	0.39	0.36
HERENCIA III	-0.17	0.03	1.01	0.68	0.11
SECTOR PRODUCTIVO	-1.17	-1.15	-1.06	-0.38	-1.16
AFINIDAD SOCIAL I	-0.21	-0.63	-0.83	-0.76	-0.71
AFINIDAD SOCIAL II	0.16	0.11	0.45	0.33	0.23

Fuente: Cálculos propios.

Los tres coeficientes de mayor tamaño son negativos y se refieren, bajo diversas formulaciones, a la escasa oportunidad de movilidad entre los extremos de la distribución de categorías ocupacionales; a saber, entre la clase de servicios y los asalariados agrícolas, la cual tiende a traslaparse con la separación sectorial.

Al considerar la suma de los coeficientes dentro de cada uno de los efectos, la diferencia sectorial continúa en primer lugar, seguida por los efectos de herencia (.82), que indican una propensión menor a la obtenida por simple chance a mantener la posición ocupacional de los padres. En tercer lugar, se encuentra la jerarquía que alcanza -.67, que indica menos oportunidades de movilidad vertical de las que se esperarían bajo el modelo.

Para apreciar la fuerza relativa de los efectos en las pautas de movilidad, conviene construir la tabla que muestra los parámetros de interacción que expresan las chances de movilidad en las combinaciones de origen y destino. Los parámetros corresponden a la suma de los efectos que se aplican en cada casillero. Los parámetros de interacción se muestran en forma aditiva y su exponenciación permite interpretarlos en términos de chances relativas a la «fluidez neutral». Ellos se muestran en el Cuadro 6.7. Estos parámetros corresponden al total de la población, y no muestran grandes diferencias respecto a los de los varones.

En el cuadro, siete parámetros tienen valor «cero» debido a que en ellos el modelo hipotetiza «fluidez neutral»: el resultado se forma solamente por el efecto de los marginales de origen y destino. En los restantes, se aplican los efectos hipotetizados.

Los efectos de herencia son los únicos positivos en la tabla, lo que indica la propensión a la inmovilidad en el caso chileno. Los más altos corresponden a la clase de servicios y los pequeños empresarios, quienes tienen $\exp(.79) = 2.2$ veces más oportunidades de mantener la misma posición entre generaciones que en situación de fluidez neutral. Cerca de ellos se ubican los pequeños agricultores. En las cuatro clases restantes, las chances de mantener la posición de los padres descienden a 1.4 veces. Ello indica que

en estos datos no existen áreas de fluidez, y que las interacciones restantes operan como barreras a la movilidad.

CUADRO 6.7
COEFICIENTES DE CONTINGENCIA RESPECTO A LA FLUIDEZ NEUTRAL
CHILE 2009. POBLACIÓN TOTAL ENTRE 20 Y 64 AÑOS DE EDAD

	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb
I+II	0.79	-0.04	-0.04	-0.15	-0.68	-1.30	-2.45
IIIa+b	-0.04	0.35	0.00	0.00	-0.15	-1.15	-1.30
IVa+b	-0.04	0.00	0.79	0.00	-0.15	-1.03	-1.30
V+VI	-0.15	0.00	0.00	0.35	-0.04	-1.15	-1.30
VIIa	-0.68	-0.15	-0.15	-0.04	0.35	-1.30	-1.15
IVc	-1.82	-1.30	-1.18	-1.30	-1.03	0.67	0.00
VIIb	-2.45	-1.30	-1.30	-1.30	-1.03	-0.15	0.35

Fuente: Cálculos propios a partir de la ENES 2009.

Todos los parámetros fuera de la diagonal son negativos, con la excepción por cierto de los que hipotéticamente son neutrales. Ello indica que la movilidad de clases entre generaciones debe superar las barreras que la limitan. Las principales barreras corresponden a las clases agrarias, para las cuales las chances de movilidad hacia ocupaciones no agrícolas varían entre 11.6 veces menos oportunidad para que el hijo de un asalariado agrícola alcance la clase de servicios, hasta 2.8 veces menos oportunidad para que un pequeño agricultor se convierta en pequeño empresario de otro sector. De hecho, el principal efecto en estos datos corresponde a la carga del sector.

Si bien no existen zonas de movilidad fluida, algunos parámetros de interacción se aproximan a la fluidez neutra. Tal es el caso de las clases próximas a la de servicios, gestión rutinaria y pequeños empresarios; así como entre trabajadores calificados y semi-calificados.

La propensión en estas zonas es negativa, aunque débil, y no debe interpretarse como zona de fluidez; son áreas en las cuales los efectos hipotetizados no se reflejan en las pautas observadas de movilidad.

Al comparar los resultados con los datos disponibles para Chile en el año 2001, se pueden apreciar puntos de encuentro y separación. Los datos no son estrictamente comparables porque los grupos de edad de ambas muestras no coinciden. Además, en 2001, la muestra consistió solamente en jefes de hogar. Al recalcularse el año 2009 con el mismo tramo de edad de 2001, mejora el ajuste del modelo, pero las diferencias apuntan en la misma dirección. En apariencia, los trabajadores más jóvenes introducen dispersión en la muestra por tratarse de periodos cercanos a la entrada en el mercado de trabajo; es decir, de posiciones menos consolidadas.

En común se encuentra la propensión a la herencia ocupacional positiva pero baja, considerablemente menor a la observada en los países industrializados, en especial en la agricultura. Mientras que en Chile el conjunto de los parámetros de herencia alcanzan 2.3 veces, en los países europeos llega a 9.8. En 2001, el principal efecto correspondió a la herencia ocupacional, al igual que en el contexto europeo, aunque las oportunidades de heredar la posición ocupacional son más bajas en Chile que en Europa. Los efectos de herencia son menores aún en los datos de 2009 (0.82) debido a los bajos niveles observados en la herencia en general, pero especialmente en las ocupaciones agrícolas.

La movilidad de un paso o corta distancia (HI1) aparece en 2009 en -0.15, más bajo que en el grupo de edad 25-64 (-0.3), pero considerablemente mayor entre los hombres (-0.21). Prácticamente dobla los niveles de 2001. En un contexto negativo, con menos oportunidades que bajo fluidez neutral, la movilidad de corta

distancia para los hombres era más probable en 2001, mientras que en la actualidad parece más probable para el conjunto de la población, quizá como efecto de la inclusión de las trabajadoras. La movilidad de corta distancia se refiere al acceso a posiciones de gestión alta o baja, así como a la salida desde posiciones agrícolas o semi-calificadas hacia posiciones intermedias. La propensión a movilidad de dos pasos o de larga distancia (H12) fue de -0.51 en 2009 y de -0.65 en 2001.

La principal diferencia entre ambas mediciones, al comparar los parámetros para la interacción, es que en 2001 se aprecian dos zonas de movilidad fluida que ya no están presentes en 2009. Una zona comprende las posiciones de mayor estatus: la clase de servicio, la clase en gestión rutinaria y los pequeños empresarios. La otra corresponde a la movilidad en ocupaciones manuales calificadas y semi-calificadas. Estas zonas de movilidad fluida desaparecen en 2009, donde el único efecto positivo es el de herencia.

La diferencia entre las mediciones de 2001 y 2009 alcanza un coeficiente clave para la argumentación de fluidez de la movilidad en Chile (Torche 2005): la barrera entre sectores de actividad económica. El valor encontrado en 2001 (-0.38) resulta ser significativamente más bajo que en 2009 tanto para hombres (-1.17), como para el conjunto de la población (-1.15). Este aspecto debe complementarse con las diferencias en los coeficientes de afinidad.

Aunque en ambas medidas chilenas es semejante el peso de la afinidad negativa entre posiciones extremas, la afinidad positiva (AF2) posee escaso peso en los datos de 2009 (0.11). Por lo anterior, no logra compensar los efectos negativos que introduce la distancia sectorial. En 2001, la afinidad positiva prácticamente anulaba la distancia sectorial. De hecho, en 2009, las barreras

sectoriales hicieron que la movilidad fuese menor a un tercio de lo que correspondería en una situación de movilidad neutral ($e^{-1.16}=0.31$), mientras que en 2001 ello corresponde a 0.68.

6.5. ASPECTOS JERÁRQUICOS DE LA MOVILIDAD OCUPACIONAL

Tanto los datos de 2001 como los de la encuesta ENES para 2009 pueden presentarse con un modelo más parsimonioso que considere solamente los efectos jerárquicos. Es posible modelar los datos adecuadamente con este efecto, porque tanto las barreras sectoriales como las afinidades negativas tienden a coincidir en una jerarquía. De hecho, en Chile y por contraste con Europa, la posición de los pequeños propietarios agrícolas no se diferencia sustancialmente del destino ocupacional de los asalariados en el sector.

Erikson y Goldthorpe (1992, p. 139) argumentaron explícitamente, sobre bases empíricas y teóricas, contra la conveniencia de enfocar el análisis de la movilidad sobre su componente jerárquico. Empíricamente, el ajuste de los datos basado en un enfoque jerárquico era más deficiente que el modelo CASMIN, porque los efectos que intentaba modelar no eran de tipo lineal. Otro aspecto relevante es que si el ranking de categorías ocupacionales no coincidía entre países, las comparaciones basadas en un principio jerárquico perderían relevancia sustantiva (Hout & DiPrete 2006). De todas formas, Erikson y Goldthorpe (1992) dejaron abierta la posibilidad de modelar jerárquicamente los efectos cuando la preocupación sustantiva de un estudio así lo requiriera.

Desde un punto de vista más conceptual, los efectos de sector y herencia que poseían el mayor peso explicativo en los datos europeos, no podían considerarse como parte de una jerarquía. En

particular, ubicar a los propietarios agrícolas al mismo nivel de los trabajadores asalariados del sector, contravendría su jerarquización en términos de estatus. La homogeneidad de orden en las categorías, sin embargo, se probará solamente para Chile, por lo cual, no hay pretensión de generalizar a otros países la relevancia que se le asigna a la dimensión jerárquica en este trabajo. Lo que sí se contrasta es la consistencia del orden entre ambas mediciones.

Las reservas respecto a la estratificación del sector agrícola deben revisarse de acuerdo con su contexto histórico, lo cual puede afectar las decisiones de ubicación en una escala de categorías ocupacionales. La reducida producción agrícola de los pequeños propietarios europeos, incluyendo la agricultura de subsistencia, se asemeja a las pequeñas empresas urbanas. Se trata de propietarios de tierra y medios de producción que trabajan con su familia y, eventualmente, con asalariados y producen bienes comercializables de forma competitiva. Estas unidades se diferencian de la explotación agrícola en gran escala, misma que sigue las pautas de una empresa de tipo capitalista. De hecho, las recomendaciones de codificación a partir de la nomenclatura isco ubican a los empresarios agrícolas, así como administradores y gerentes en grandes explotaciones, en una categoría de empresarios, en la cual, la diferencia por sector de producción tiene poca relevancia (Ganzeboom & Treiman 1996).

En los datos chilenos de 2009, el pequeño propietario agrícola poseía recursos de producción como tierra, maquinaria o animales, pero rara vez contrataba mano de obra: dependía más bien del trabajo de familiares y del propio. Ello puede entenderse a la luz del proceso de modernización capitalista que experimentó la agricultura desde mediados de la década de los setenta (Kay & Silva 1992).

En efecto, la expropiación de tierras realizada bajo la reforma agraria entre 1965 y 1973, dio como resultado un volumen significativo de tierras bajo control estatal, cuyo régimen de propiedad se encontraba en suspenso al momento del golpe de estado. La política de la dictadura a este respecto consistió en entregar parte de la tierra a campesinos en parcelas de propiedad individual y rematar públicamente otra parte de las tierras. Éstas fueron adquiridas por empresarios que aplicaron formas de producción capitalista, particularmente el régimen de trabajo asalariado e innovación tecnológica para cultivo intensivo de productos destinados a la exportación. Aunque parte de las tierras también volvió a manos de los latifundistas que las poseían antes de la reforma agraria, el orden agrario resultante no guardaba relación con el anterior.

En lo que concierne a las barreras sectoriales, el anterior proceso hizo desaparecer la pequeña explotación agrícola, pues muchos de los campesinos que habían recibido buenas tierras bajo propiedad individual, no pudieron resistir las ofertas que las nuevas empresas agrícolas hicieron por ellas. Mientras algunos lograron establecerse como pequeños empresarios de servicio a las empresas agrícolas, en actividades como transporte, reparaciones, y manufacturas diversas, la mayor parte se convirtió en asalariada. Estos trabajadores dejaron de residir en los sectores rurales para incrementar la población urbana en ciudades pequeñas e intermedias. El sector de pequeños agricultores que sobrevive a este proceso lo hace normalmente en suelos de baja calidad, sin alcanzar competitividad en algún tipo de producción. Ello debiera expresarse en trayectorias de movilidad que no se diferencian demasiado de las de otros trabajadores agrícolas, con los cuales comparten un destino de inestabilidad laboral y difíciles condiciones de vida.

El orden agrario se consolidó en la década de los noventa, dada la competitividad alcanzada por las empresas agrícolas exportadoras, de forma que sus unidades productivas y la fuerza de trabajo ocupada en ellas muestran estabilidad hasta el presente. Si bien Torche (2005) afirma que tal mercantilización del mundo agrario contribuye a reducir las barreras sectoriales, no presenta el proceso o mecanismo a través del cual ello se produce. En realidad, los bordes del sector agrario se demarcan con nitidez frente a las actividades económicas que caracterizan a la producción industrial, minera o de servicios. No debe confundirse esto con la fluidez con la que la población agraria se mueve entre asentamientos urbanos y explotaciones agrícolas. En efecto, el fin de la pequeña agricultura liberó suelos de alta rentabilidad para la agricultura de exportación, pero no expulsó a la fuerza de trabajo que dependía de ellos mucho más lejos que ciudades pequeñas e intermedias, próximas a las nuevas explotaciones. De esta forma, una fuerza de trabajo agrario localizado en asentamientos urbanos relativamente menores es una marca distintiva del nuevo orden rural. Por ello, un mayor grado de urbanización no va necesariamente en desmedro de la producción agrícola.

Para decidir si los pequeños productores y los trabajadores agrícolas pertenecen a una misma categoría o clase, se puede acudir a la definición de clases sociales de Weber: «situaciones de clase vinculadas entre sí por el hecho de que encierran oportunidades comunes de movilidad bien dentro de la profesión de los individuos o a través de las generaciones» (Weber 1969). Desde este punto de vista, las categorías ocupacionales constituirían situaciones de clase, mientras que la clase social estaría constituida por destinos comunes en la movilidad de los individuos en dife-

rentes posiciones. Desde el punto de vista empírico, ello requiere resolver el problema de identificar pautas de movilidad comunes que subyacen a la asociación entre origen y destino.

Ajuste de un modelo jerárquico

Existen diversos modelos que pueden resumir los datos de una tabla de movilidad dominada por la verticalidad. Los modelos «linear-by-linear» (LXL) son la formulación general de los dos utilizados en esta sección: el modelo de asociación uniforme y el multiplicativo para efectos de filas y columnas. En ambos casos, las categorías se ordenan en el primero de forma equidistante, mientras que el segundo relaja esta restricción. Un coeficiente de interacción entre origen y destino indica la tasa a la cual varían los momios entre categorías contiguas; al escalar por la distancia entre categorías se obtienen los «logit» (logaritmo de los momios) del modelo.

El modelo log-lineal de asociación uniforme supone que sólo un coeficiente, escalado por los valores de las categorías, puede dar cuenta de la pauta de datos. El orden de las categorías depende del investigador. En estos datos se ubicó a los pequeños propietarios agrícolas junto con los asalariados asimismo agrícolas. Los modelos de «asociación uniforme» en el Cuadro 6.5 se aplican sin ajustar la diagonal y con la diagonal ajustada respectivamente. El ajuste no es satisfactorio sin la diagonal ajustada, pero mejora sustancialmente al hacerlo. En este caso, el coeficiente de asociación global para toda la población es de 0.16 y para los varones de 0.12. Ello indica que los momios de la movilidad entre una clase y la inmediatamente inferior para los orígenes dados, se incrementan a una razón de $\exp(.12)=1.13$, vale decir 13%, a medida que se mueve de orígenes más altos hacia orígenes más bajos. Para toda la población, los

momios se incrementan $\exp(.16)=1.17$; es decir 17%. Dado que el ajuste de este modelo es de menor calidad que otros, el efecto del coeficiente debe considerarse solamente a título ilustrativo.

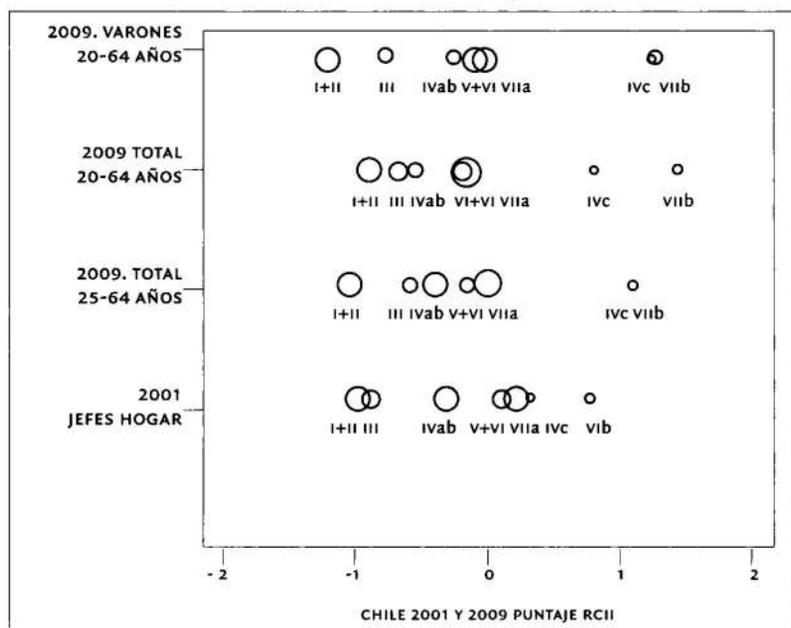
El modelo RC II es de tipo log-multiplicativo y permite generar una escala en que la distancia entre categorías maximice el ajuste con la pauta de movilidad. El procedimiento puede equipararse con la obtención de variable subyacente a partir de la pauta de movilidad presente en la tabla de origen-destino ocupacional (Goodman 1985). Los modelos RC II no requieren el supuesto de un orden en las categorías de origen y destino. Los efectos pueden ser homogéneos; es decir, las escalas de filas y columnas son iguales, aunque también es posible ajustar un modelo heterogéneo con escalas diferentes. La escala obtenida en un modelo RC II, al igual que en el caso de la asociación uniforme, permite sintetizar la movilidad en un coeficiente escalado por las diferencias de distancia entre las categorías comparadas.⁶

Las medidas de ajuste para el modelo RC II con los datos de 2009 y 2001, se presentan en el último renglón del Cuadro 6.5. Los cálculos se realizaron utilizando la aplicación GNM del paquete estadístico R (Turner & Firth 2010). Los puntajes asociados con las escalas bajo homogeneidad en 2001 y 2009 se presentan a continuación en la Figura 6.2. La gráfica de los puntajes del modelo RC II en cada muestra permite apreciar el orden y la distancia de las categorías de clase entre las distribuciones. El eje horizontal indica los puntajes RC II; el vertical las muestras a las que co-

6 Para mayores referencias con respecto a este modelo, ver el capítulo metodológico de este libro.

responden los datos. Los tamaños de los puntos que indican la posición son proporcionales al peso de la categoría en la fuerza de trabajo. El tamaño de los círculos hace que algunos se traslapen, pero ello no tiene interpretación sustantiva.

FIGURA 6.2
DISTANCIA RELATIVA ENTRE CLASES, CHILE 2001 Y 2009



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENES 2009.

El orden de las categorías es igual en todas las muestras revisadas, pero muestra algunas variaciones en las distancias. Ambos aspectos serán revisados sucesivamente. Destáquese asimismo que las distribuciones de origen y destino tienen la misma distancia entre ellas. En la interpretación debe tenerse claro, no obstan-

te, que las distancias fueron establecidas a partir de las pautas de movilidad entre origen y destino.

En todas las muestras, tanto a comienzos como a final de la década, la clase de servicios (I+II) ocupa con claridad uno de los extremos de la distribución, mientras que el trabajador agrícola (VIIb) se ubica indudablemente en el otro extremo. Entre ellas se ubican las clases restantes siempre en el mismo orden. La distribución más compacta, en la cual las clases extremas se encuentran a menor distancia, se manifiesta en la medición de 2001. En la de 2009 y en los grupos revisados, se aprecia con claridad la brecha entre las clases agrícolas y las restantes, lo cual establece las mayores diferencias con la medición de 2001.

Mientras el trabajador asalariado agrícola (VIIb) ocupa invariablemente la última posición, en la medición de 2009 la del pequeño agricultor (IVc) se acerca tanto para los varones como para el total de la población de 25 a 64 años de edad. La medición de 2009 para mujeres y la de 2001 para jefes de hogar separa al pequeño agricultor de los asalariados, y los acercan a los trabajadores sin calificación. En ningún caso, sin embargo, los hijos o hijas de pequeños empresarios agrícolas están cerca de los pequeños empresarios urbanos, como puede ser el caso en Europa. Más bien se aproximan a los trabajadores de menor estatus.

En suma, el orden de las categorías, a pesar de las diferencias en la posición del pequeño propietario agrícola, favorece una interpretación vertical de los datos de movilidad. En las demás clases intermedias —sin considerar al propietario agrícola— el orden es exactamente el mismo en ambas muestras.

En cuanto a la separación entre niveles de jerarquía, pueden apreciarse discrepancias entre las agrupaciones revisadas. En

2001, la clase de servicios (I+II) aparece más cercana a los trabajadores en tareas rutinarias de gestión (III), mientras al final de la década se distancian más. De cualquier manera, y en la medición para la población de 20 a 64 años en 2009, se aprecia menor distancia que entre la población de 25 a 64. Aunque ello reflejaría cierta fluidez en la movilidad hacia la clase de servicios en los más jóvenes, dista de ser significativo, especialmente porque la distancia aún es grande entre los varones. Lo más destacable es el contraste entre un comienzo de década en el cual es posible la movilidad ascendente de corto rango y un final en el cual ésta requiere de algunas clasificaciones. En suma, comparada con el año 2001, en la muestra de 2009 se observan distancias más grandes de las categorías extremas con sus posiciones contiguas.

Las diferencias mencionadas pueden tener consecuencias al momento de realizar cortes jerárquicos; las barreras serían distintas en una y otra muestra. No obstante, debe retenerse sobre todo la coincidencia de orden, misma que permite comparar la estratificación en ambos momentos del tiempo. El principal cambio que se observa hacia el final de la década consiste en la cercanía de las posiciones campesinas no vinculadas con la agricultura organizada bajo el régimen de empresa capitalista. Desde el punto de vista de las oportunidades, la disponibilidad de tierra, maquinarias o animales, no garantiza a la familia del pequeño agricultor un destino que en mucho difiera del que experimentan los asalariados del campo. Asimismo y en otro extremo, la ubicación del límite inferior de la clase media entra también en debate: de acuerdo con los datos de 2001, los trabajadores en tareas rutinarias de gestión podían considerarse en la misma zona de fluidez de la clase de servicios, lo cual no ocurre en 2009.

Los tres grupos que identifican las barreras pueden concebirse como destinos comunes en los procesos de movilidad; a saber, como clases sociales en un sentido weberiano. La menor distancia entre las posiciones extremas y sus contiguas que presentan los datos de 2001 no reduce la fuerza de esta caracterización, particularmente en la relación entre los extremos y la posición de la clase media.

La discusión anterior parece similar a la que sostuvo la CEPAL en la década de los ochenta en torno a la capacidad de inclusión del modelo sustituidor de importaciones (Gurrieri & Sáinz 2003). En efecto, según se considerase o no a los estratos medios como parte de los grupos integrados por el modelo sustitutivo de importaciones, podía arribarse a una u otra conclusión. El análisis realizado a partir de los datos chilenos de 2001 ubicó a los «estratos medios» como parte de la «clase media» (Wormald & Torche 2004). No obstante, si se procediera al análisis con los datos de 2009, los resultados apuntarían hacia una dirección diferente. No se trata sólo de una cuestión de criterios: el problema está planteado empíricamente a partir de datos y técnicas de análisis fuertes como para responder a esta pregunta. De forma que será evidencia concurrente —u otras mediciones lo serán— la que permitirá aclarar si las diferencias entre una y otra medición indican una tendencia de cambio en la estratificación social chilena respecto de este punto.

El significado de los grupos ocupacionales intermedios adquiere otra dimensión a la luz de estas consideraciones. Los grupos ubicados entre los extremos de una ordenación jerárquica de categorías ocupacionales se encuentran entre cortes discretos en tal estratificación. Éstos actúan como barreras, tanto a la salida

desde las posiciones más bajas como en el acceso a las posiciones más altas. La concepción de la clase media como un enlace entre sectores altos y bajos en un camino de ascenso social, se cuestiona en este tipo de configuración. Incluso, el sector menos calificado de la clase media ya no se encuentra a la expectativa del ascenso como en el siglo xx, sino que se enfrenta de manera permanente al riesgo del descenso.

La dinámica actual de la clase media difiere de la memoria de los años de la industrialización sustitutiva. Si antes un «empleado» podía cifrar sus esperanzas en «hacer carrera», y un obrero confiaba que el futuro de sus hijos sería mejor que el propio, las oportunidades actuales para asegurar un futuro lejos de las vicisitudes de la pobreza aparece como un logro reservado para pocos. La «clase media» compuesta por «empleados» durante los años de la industrialización sustitutiva, ya es un fenómeno históricamente fechado y en nada corresponde con la percepción que estos individuos tienen de su situación actual. La reminiscencia histórica del apelativo «clase media» remite a una definición normativa de un nivel de vida que se considera adecuado con base en principios de justicia compartidos socialmente. Por ello, quienes están al centro de cualquier distribución de recursos que se haga en Chile (ingreso, escolaridad, estatus socioeconómico, etc.), normalmente rechazarán su designación como «clase media», porque su posición social no corresponde con este ideal normativo. Este tipo de cuestionamiento incluso se manifiesta entre algunos profesionales de la clase de servicios, como profesores de enseñanza media o básica y trabajadores de la salud.

Al respecto, la pauta de movilidad permitiría distinguir al menos dos estratos dentro de los grupos intermedios, ninguno de los

cuales se identifica a sí mismo como «clase media». Desde el punto de vista de las pautas de movilidad, pueden distinguirse quienes salen de posiciones más desaventajadas y quienes compiten por el acceso a posiciones en la clase de servicios. La clave del acceso — en especial a las posiciones asalariadas— reside en la calificación escolar universitaria (Espinoza & Barozet 2009).

6.6. MOVILIDAD OCUPACIONAL Y DIFERENCIAS DE GÉNERO

Las mujeres no fueron consideradas en los análisis tradicionales de la movilidad ocupacional. El supuesto era que su clase social podía asimilarse con la del proveedor del hogar (Acker 1973, Goldthorpe 1983, 1984, Heath & Britten 1984, Erikson & Goldthorpe 1988). Diversos factores pusieron de relieve la seria carencia que ello involucraba para la comprensión de la estructura social: hogares monoparentales a cargo de mujeres, creciente participación laboral de las mujeres y constataciones de desigualdad en el mercado de trabajo asociadas con el género. En tales condiciones, cabía preguntarse también si los procesos de movilidad, en cuanto a expresión de las oportunidades ofrecidas por la sociedad, operaban de la misma forma tanto para hombres como para mujeres. En la medida en que la encuesta ENES cuenta con datos por sexo, este aspecto se aborda directamente a continuación.

Escapa a los objetivos de esta sección dar cuenta del debate y las posiciones con respecto a las características de la movilidad de las mujeres. Más bien, se atiende y de forma descriptiva a las principales diferencias entre ambos grupos. Uno de los aspectos más discutidos es la identificación de la unidad de análisis; a saber, si es individual o colectiva. El carácter de clase «media» las posicio-

nes de miembros del hogar con ninguna o esporádica participación en el mercado de trabajo. La combinación se hace entre las esferas productiva y reproductiva. El sesgo es el que introduce la «auto-selección» de las mujeres que se incorporan al mercado de trabajo. Para la mujer, los puntos de referencia de movilidad están en el hogar de origen, en especial para quienes provienen de hogares donde padre y madre desempeñaban trabajos remunerados.

Los resultados de los estudios de movilidad muestran diferencias entre países: en algunos no se aprecian diferencias en las pautas de hombres y mujeres, mientras que en otros ocurre lo contrario. No obstante, se pueden advertir algunas regularidades en los estudios que incorporan una dimensión de género al estudio de la movilidad (Colil 2010). En primer lugar, la ocupación de la madre es un buen predictor de la participación laboral y la posición ocupacional de las mujeres. Además, cuando ingresan al mercado de trabajo, las mujeres presentan mayor movilidad ocupacional intergeneracional que los hombres con respecto a sus padres. Por contraste, la posición social de origen tiende a reproducirse en matrimonios homogámicos en mayor medida antes que por la propia ocupación. Las mujeres que tienen su origen en las clases de mayor estatus, aprovechan los recursos familiares para consolidar su posición.

En el tratamiento de la incidencia del sexo en la movilidad ocupacional, la tabla de movilidad tiene tres niveles y demanda una modelación diferente para efectos comparativos. Por ello se recurre a un tipo especial de análisis a través de modelos log-multipliativos. Éstos se introdujeron de forma prácticamente simultánea, a partir de esfuerzos independientes, por Erikson & Goldthorpe (1992) y Xie (1992). Este tipo de modelos permite comparar pautas de movilidad en instancias diferentes –países, cohortes, sexo,

escolaridad. Para hacerlo, utiliza un modelo que ajusta la totalidad de los datos en una tabla de tres niveles.

Lo anterior permite comparar las pautas de movilidad en las subtablas utilizando el mismo modelo, de forma que las diferencias entre uno y otro son de nivel y no de pauta. Dado que interesa establecer si hombres y mujeres cuentan con las mismas oportunidades, el modelo multiplicativo tiene la ventaja de resumir la diferencia en un indicador sintético que, debidamente normalizado, puede interpretarse como fuerza de asociación entre origen y destino bajo ese modelo.

El Cuadro 6.8, aparte del modelo de no asociación, presenta tres tipos de modelos: el de interacción completa (FI), el de fila-columna (RC II) y una versión topológica del modelo de fluidez constante (MFC). El ajuste de cada uno de ellos se evalúa en la tabla completa (sin ajustar la diagonal) y en una tabla con la diagonal ajustada.

El modelo de interacción completa (FI) incluye todos los niveles de interacción entre origen y destino. Agrupa primera fila y primera columna como un solo nivel para fines de normalización. La solución se considera poco parsimoniosa por la dificultad para interpretar todos los niveles. El ajuste de la diagonal podría parecer redundante, pero lo que hace es definir un parámetro especial para la categoría de movilidad más alta, que en la primera versión no existe.

El modelo de efectos de filas y columnas RC II trata orígenes, destinos y capas como medidas de nivel ordinal, que entran de forma simétrica al modelo multiplicativo. Las escalas latentes de origen y destino representan aquí la pauta de movilidad. Por su parte, la escala de tercer nivel representa la fuerza de asociación entre orígenes y destinos. En otras palabras, la variación de la aso-

ciación de origen y destino entre distintos grupos se rige por un parámetro multiplicativo que determina su nivel, sin que varíe su pauta. El modelo RC II supone que las escalas latentes conservan su homogeneidad de orden y distancia en todas las tablas.

Erikson et al. (1982) utilizaron una versión topológica del modelo de fluidez constante que se retoma en este análisis, aunque constituye una versión preliminar del utilizado anteriormente. Esta versión identifica seis niveles de interacción, el más denso con 1 y el menos denso con 6. Al revisar con la tabla de 6x6 que se utiliza en este caso, aparecen siete discrepancias, pero se reducen a tres dado que las demás corresponden a origen y destino entre las categorías campesinas, mismas que en la tabla a analizar están combinadas. En las tres restantes, se asignó la fluidez más baja a la movilidad hacia ocupaciones en la agricultura desde fuera del sector. En el caso de la movilidad desde las categorías campesinas, se optó por asignar la fluidez más alta de la encontrada en el par, bajo el supuesto que la movilidad desde el campo mejora la posición ocupacional. En todo caso, las diferencias en los niveles de fluidez en los pares del mismo origen o destino son escasas y pertenecen a niveles contiguos.

El modelo de no asociación está lejos de ajustar las variables, por lo que es mejor considerar otras alternativas. El modelo de interacción completa sin ajustar la diagonal ofrece buen ajuste para los datos según el criterio BIC. La inclusión de parámetros especiales para la diagonal no ayuda en el ajuste. Este modelo indica que la movilidad de hombres y mujeres posee similares oportunidades y restricciones, como lo indican los valores estandarizados de Φ . Sin embargo, el modelo con la diagonal ajustada indica que los hombres se encuentran en una situación de menor restricción

CUADRO 6.8
COMPARACIÓN DE LAS PAUTAS DE MOVILIDAD DE HOMBRES Y MUJERES
SEGÚN MODELO LOG-MULTIPLICATIVO, CHILE 2009

MODELO	DESCRIPCIÓN	L2	DF	P=<	BIC	Φ - HOMBRES	Φ - MUJERES
NA	NO ASOCIACIÓN ENTRE NIVELES	927.6	50	0.0001	530.2		
FI.1-X	INTERACCIÓN COMPLETA DE NIVEL 2 LOG-MULTIPLICATIVA ENTRE SEXOS (SIN AJUSTE DE DIAGONAL)	77.6	24	0.0001	-113.2	0.8	0.8
FI.2-X	INTERACCIÓN COMPLETA DE NIVEL 2 LOG-MULTIPLICATIVA ENTRE SEXOS. DIAGONAL-AJUSTADA	43.3	18	0.0001	-99.8	0.4	0.9
RC.1-X	MODELO RC-II LOG-MULTIPLICATIVO HOMOGÉNEO ENTRE SEXOS. DIAGONAL NO AJUSTADA	244.3	40	0.0001	-73.7	0.7	0.7
RC.2-X	MODELO RC-II LOG-MULTIPLICATIVO HOMOGÉNEO ENTRE SEXOS. DIAGONAL AJUSTADA	98.7	28	0.0001	-123.9	0.4	0.9
MC-O	MODELO CASMIN HOMOGÉNEO ENTRE SEXOS	216.6	45	0.0001	-141.1		
MC-X	MODELO DE CASMIN LOG-MULTIPLICATIVO ENTRE SEXOS	210.2	44	0.0001	-139.5	0.8	0.6

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENES 2009.

que las mujeres. No obstante, esto no debiera considerarse seriamente dado que su ajuste es menor que el anterior y el modelo tiene un carácter poco parsimonioso.

El modelo de asociación entre origen y destino (RC II), sin ajuste de diagonal, ofrece un ajuste deficiente comparado con el modelo anterior. No obstante, este mismo modelo, al controlar por el factor de herencia, ofrece un ajuste superior para estos datos que el de interacción completa. De acuerdo con este modelo, la verticalidad de la estructura social domina el proceso de movilidad, de forma que los trabajadores y trabajadoras se mueven entre posiciones establecidas y ordenadas jerárquicamente. La escala que ordena las ocupaciones es igual en ambos casos, pero el valor de Φ indica que existe menor correlación entre origen y destino para hombres que para mujeres. En otras palabras, las oportunidades para los hombres son mayores que para las mujeres, quienes tendrían escasas oportunidades de abandonar la clase de origen.

El ajuste del modelo CASMIN supera la de todos los modelos revisados anteriormente. Se encuentran aquí dos versiones del modelo: una de homogeneidad y otra multiplicativa; la versión homogénea no es multiplicativa, por lo cual no aparece el parámetro Φ . Hay una diferencia significativa entre el modelo de homogeneidad y el multiplicativo (la diferencia de los L2 es 6.4 con un grado de libertad). El mejor ajuste del modelo de homogeneidad indica que, en este modelo, no solamente la pauta de movilidad entre hombres y mujeres es igual, sino que no se aprecia diferencia sustantiva de nivel.

La evidencia sobre las pautas de movilidad de mujeres y hombres no converge con claridad sobre una pauta común. El modelo que mejor ajusta indica que no existiría diferencia sustantiva ni en

la pauta ni el nivel. La pauta respondería, *grosso modo*, a la identificada por el modelo de fluidez constante, el cual considera efectos de jerarquía, herencia, sector y afinidad. El ajuste del modelo RC II ofrece una solución con menor probabilidad para estos datos. De ahí ha de concluirse que el efecto de jerarquía parece no ser el mismo en hombres y mujeres, o bien que las pautas de movilidad desde orígenes agrícolas son diferentes para cada sexo. Como siempre, la selección de modelos es una cuestión de interés sustantivo y será necesario contar con más evidencia para establecer si las oportunidades que ofrece la sociedad chilena pueden diferenciarse por sexo.

6.7 CONCLUSIONES

El panorama de la movilidad social en Chile durante la primera década del siglo XXI muestra un paso de mayor a menor fluidez. El aspecto más llamativo reside en la desaparición de las zonas de movilidad de corto rango, lo que ha dado origen a una pauta en la cual la herencia constituye la única situación en donde los valores observados están por encima de los esperados bajo el modelo. En el resto de la tabla, los coeficientes indican que se debe esperar menos movilidad que la prevista por el modelo. Existe una pauta de movilidad, común a 2001 y 2009 que se expresa en un componente jerárquico, cuya modelación entrega un mismo orden en los dos momentos, sin embargo, las distancias entre categorías no son las mismas. A comienzos de la década, las categorías ocupacionales extremas se encontraban más próximas a sus categorías contiguas que hacia el final de la década, lo que revela un tránsito hacia cierta clausura en los destinos ocupacionales más y menos favorecidos de la distribución.

La inferencia que se puede hacer a partir de estos resultados con respecto a la relación entre desigualdad de ingresos y movilidad ocupacional, apunta en favor de una tesis de dependencia de los recursos: su disponibilidad o ausencia incide en la reproducción de la desigualdad entre generaciones (Bourdieu 1979, Torche 2005). De acuerdo con este enfoque, el control de recursos resulta concomitante a relaciones de dominación, por cuanto quien los posee, también los utiliza para reproducir su situación de privilegio sobre quienes están en desventaja. En ausencia de restricciones externas, como políticas públicas orientadas a la redistribución de recursos, el control de recursos se convierte en el factor que explica la transmisión intergeneracional de las desigualdades en una sociedad. El resultado que se presenta se opone a la interpretación de la fluidez en la movilidad en la desigual sociedad chilena como resultado de la motivación por la alta recompensa a una movilidad exitosa.

No obstante la marcada reproducción en las posiciones ocupacionales, la movilidad ocupacional aún es comparativamente alta en Chile. Ésta expresaría pequeños pasos entre categorías equivalentes, así como un mínimo margen de traspaso de barreras. Las posiciones independientes urbanas juegan un papel clave en este sentido: éstas, junto con educación universitaria, garantizan a los hijos e hijas de los trabajadores/as el acceso desde los estratos intermedios hacia posiciones dependientes en la clase de servicio. En ausencia de esta conversión de capital económico en capital cultural, otros hijos e hijas enfrentarán como destino probable un descenso hacia ocupaciones asalariadas de bajo rango.

La baja herencia de las posiciones independientes constituye un rasgo peculiar de la estratificación social chilena, que la diferencia de la europea. Lo anterior parece comulgar con una tendencia a

la salarización de la fuerza de trabajo. Datos disponibles para las últimas cuatro décadas indican que el peso de los trabajadores independientes se ha modificado muy poco (Wormald & Torche 2004). La evidencia de los estudios de movilidad ocupacional de 2001 y de 2009 indican que se trata de un grupo que cambia de composición manteniendo su peso relativo; los hijos de los emprendedores no siempre continúan los pasos de sus padres. El trabajo independiente parece ser un paso intermedio de trayectorias intergeneracionales ascendentes hacia ocupaciones de gestión, pero también descendentes hacia posiciones asalariadas no calificadas.

La herencia también es baja para el pequeño propietario agrícola, cuya pauta de movilidad lo ubica más cerca del campesino que del pequeño empresario urbano. En este caso, la barrera sectorial frena las posibilidades de ascenso para los hijos; lo que los pone en una situación muy similar a la de los campesinos sin tierra. Aparentemente, la consolidación del sector agrícola chileno hace más difícil la posibilidad de encontrar un curso claro de movilidad desde las posiciones más desfavorecidas en la agricultura.

Si los datos se miran como si marcaran una tendencia, la discrepancia entre uno y otro resultado indicaría una rigidización en las pautas de movilidad ocupacional, así como el establecimiento de barreras claras entre la clase de servicios (que en una nomenclatura distinta correspondería a la clase media alta) y otros grupos intermedios. En otras palabras, se trataría de otra barrera que separaría a los pequeños propietarios, trabajadores agrícolas y trabajadores en ocupaciones elementales de los grupos intermedios. No obstante, no es claro que una década pueda establecer tales diferencias en la estructura social. Por ello, futuros estudios

deberán aclarar si se trata de una tendencia o de diferencias de medida que tienen otro origen.

Los datos de 2009, tienden a destacar las barreras a la movilidad que hacen de Chile un país con oportunidades menos abiertas de lo que se indicó a comienzos de la década. La presencia de barreras «abajo» y «arriba» obstaculiza la salida desde las posiciones más desfavorecidas, así como el acceso a las posiciones más altas. En realidad, tienen que pasar dos generaciones para que la movilidad ocupacional del hijo de una familia de obreros no calificados alcance posiciones que le aseguren no volver a la posición de su familia de origen: una generación para salir de las posiciones más desfavorecidas y otra para alcanzar posiciones de clase media alta. Más aún, si consideramos que entre las posiciones intermedias y las más altas, el acceso es menor al esperado en una situación de neutralidad, se incrementan las posibilidades de permanecer en esa posición intermedia por más de una generación. Esta pauta de movilidad refleja las limitaciones del régimen de oportunidades presente en Chile. El lapso temporal para alcanzar las posiciones ocupacionales con mayor ventaja puede tomar más de una generación, así como mantener en esa posición a los hogares. Si bien se trata de un proceso azaroso por las bajas oportunidades, no por ello deja de ser relevante, tanto por las posibilidades de acceso, como porque los casos de movilidad ascendente exitosa pueden operar como modelos de inclusión social, e incrementar la tolerancia a la posición actual.

Para la política social, hay consecuencias derivadas de la estructura de oportunidades detectada en el estudio. Para una política social que recomienda la inserción en el mercado de trabajo como camino para mejorar las condiciones de vida, la presencia

de barreras en ese mercado constituye una condición imposible de ignorar. Las fronteras de clase social, a saber, trabajadores que comparten una trayectoria y un destino común, indican el carácter segmentado del mercado de trabajo. Las políticas de resolución de los problemas de desigualdad o solamente de mejoría del ingreso enfrentan el grave problema de un mercado laboral en el cual existen fronteras claras a la movilidad. Las políticas de superación de la pobreza operan sobre el supuesto de que la incorporación al mercado de trabajo favorece el incremento en los ingresos, pero si hay barreras a la movilidad ascendente en este mercado, ello cuestiona el supuesto básico de la política. Las barreras a la movilidad ocupacional también explican la inmovilidad que se encuentra al examinar los ingresos entre generaciones. En realidad, el acceso a las posiciones más favorecidas aún es restringido.

El diseño de la política social debe considerar que las posiciones ocupacionales más bajas distan en mayor medida de la clase media que las posiciones medias entre sí; las posiciones medias contiguas a la clase más alta también están a gran distancia de ella. En suma, tanto los peldaños de salida de posiciones desfavorables como los de acceso a las más favorables son los más altos de la jerarquía social. Entre ellos, un extendido plano de posiciones equivalentes, que corresponden a estratos medios incomparables con la clase media del siglo xx.



ESTRATIFICACIÓN SOCIAL Y MOVILIDAD DE CLASE EN MÉXICO A PRINCIPIOS DEL SIGLO XXI

Patricio Solís

7.1 INTRODUCCIÓN

La alta desigualdad social es un rasgo sobresaliente de la sociedad mexicana. El carácter estructural de la desigualdad se refleja en la persistencia a lo largo del tiempo. Las mediciones disponibles de la distribución del ingreso —la dimensión de la desigualdad más estudiada— muestran una leve reducción en la última década. No obstante, al adoptar una perspectiva de más largo plazo, encontraremos que, más allá de las fluctuaciones recientes, durante los últimos 40 años, México ha mantenido altos niveles de desigualdad, particularmente si lo comparamos con los países industrializados (Cortés 2013, Lustig et al. 2013, Székely 2005). Esta desigualdad distributiva persistente —no sólo en el ingreso, sino también en otros ámbitos como el acceso a la escolaridad, la salud, la vivienda, la justicia, etc.— es un rasgo que no sólo compromete principios básicos de justicia social y afecta el bienestar social de amplios sectores de la población (Graham y Felton 2006, Wilkinson y Pickett 2009), sino que obstaculiza el desarrollo humano y podría ser incluso un lastre para el crecimiento económico (Alesina y Rodrick 1994, Birdsall y Londoño 1997, Kawashi et al. 1997, Wilkinson 2006).

Aunque la desigualdad es alta y persistente, las medidas trans-

versales de desigualdad como el Índice de Gini nos dicen poco sobre cómo se distribuyen las oportunidades de vida y bienestar a lo largo del tiempo entre las personas, las familias y las generaciones. Ciertamente, la persistencia de altos niveles de desigualdad distributiva revela que las amplias brechas sociales entre quienes se encuentran en los distintos «pisos» de la estructura social han permanecido inalteradas. Sin embargo, las familias que ocupan estos pisos podrían ser o no las mismas a lo largo de las generaciones. Esto es importante: aunque la alta desigualdad distributiva sea persistente, al no haber movilidad social, las ventajas y privaciones sociales recaerán siempre sobre las mismas familias. En un contexto de alta movilidad social, existiría una mayor circulación de las personas en las posiciones altas y bajas de la sociedad.

Por lo anterior es que resulta importante estudiar no sólo la desigualdad distributiva, sino también la movilidad social intergeneracional. El análisis de la movilidad intergeneracional nos permite evaluar hasta qué punto la desigualdad distributiva persistente se expresa en la reproducción intergeneracional de las posiciones sociales. Esto amplía el análisis de la desigualdad social al considerar no sólo la distribución de bienes en un momento dado en el tiempo, sino también la desigualdad de oportunidades; a saber, la asociación entre las circunstancias sociales de origen y el destino social de las personas.

En el caso de México, la investigación sociológica sobre estratificación y movilidad social puede situarse en dos etapas históricas. En una primera, que transcurre entre mediados de los años sesenta y los setenta, se realizó un conjunto de investigaciones empíricas sobre los patrones de movilidad social intergeneracional, primero en Monterrey y luego en la Ciudad de México. Estos

estudios se ubican en lo que podríamos denominar «la vertiente clásica» de los estudios de movilidad social en América Latina (Filgueira 2001). Su interés principal consistía en caracterizar los efectos de los cambios sociales que experimentaban nuestras sociedades (en especial la acelerada industrialización y el crecimiento demográfico de las ciudades asociado con la migración rural-urbana) sobre los patrones de estratificación y movilidad social.

En una segunda etapa, que inició a finales de los noventa, se retomaron los temas clásicos sobre la estratificación social y los patrones de movilidad social intergeneracional, pero esta vez a la luz de la preocupación sobre los efectos negativos de la crisis económica de los ochenta y el posterior giro económico hacia la liberalización y la apertura económica a los mercados internacionales.

Los trabajos de la segunda etapa han sido importantes para identificar algunas de las tendencias recientes, pero es necesario actualizar el diagnóstico por cuatro razones. En primer lugar, muchos de los estudios de la segunda etapa (correspondientes a encuestas levantadas a lo largo de los noventa) reflejan los patrones de movilidad social durante un periodo histórico «híbrido», en el que se mezclan la última etapa del modelo sustitutivo de importaciones (antes de 1981), la crisis económica de los ochenta (1981-1987) y la fase inicial de instrumentación de las políticas de liberalización (1988-2000). En ese sentido, un análisis más actualizado nos permitiría averiguar si, en la etapa más reciente de consolidación del nuevo modelo económico, las tendencias se han mantenido o presentan cambios importantes.

En segundo lugar y al igual que en los trabajos de la primera etapa, la mayor parte de las investigaciones de la segunda construyen su evidencia a partir de datos con una cobertura geográfica li-

mitada, ya sea restringida a algunas ciudades del país o al conjunto de las grandes áreas urbanas. Así, resulta importante establecer si las tendencias pueden generalizarse o no al conjunto nacional, lo que incluye las áreas rurales y las ciudades de menor tamaño.

Tercero, muchos de estos estudios analizan la movilidad social sólo de los varones. Se reproduce así una omisión histórica de las mujeres que es inaceptable en la actualidad (Stanworth 1984, Crompton 1997, Cortés et al. 2007). Los argumentos convencionales para excluir a las mujeres han sido que: a) la unidad elemental de la estratificación es el hogar, y que la posición de clase del jefe (varón) define la posición de todos los otros miembros, incluidas las mujeres, y b) que los patrones de movilidad social de las mujeres son semejantes a los de los varones, de modo que estudiar a las mujeres no agrega mucho al análisis (Goldthorpe et al. 1987). El primer argumento quizás se sostuvo en un periodo histórico en el que la participación laboral femenina era marginal, pero dada la creciente incorporación de las mujeres al mercado de trabajo, resulta hoy en día muy cuestionable.¹ El segundo argumento se encuentra más bien sujeto a verificación empírica y es objeto de opiniones discrepantes (Stanworth 1984). En este sentido, es importante dejar de ignorar el tema y comenzar por emprender análisis empíricos específicos de la movilidad social intergeneracional de las mujeres.

1 La tasa de participación económica femenina en México se incrementó de 21% en 1979 a cerca de 34% a mediados de los ochenta (Christenson et al. 1989). En 2012, los datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo indican que en las edades 25-64, que son las utilizadas en este trabajo para medir la movilidad social, la tasa de participación laboral femenina alcanzaba 53%, frente a 92% de los varones.

Finalmente, aunque se han dado algunos avances al aplicar modelos analíticos y técnicas estadísticas que son el estándar en la disciplina, es necesario actualizar las perspectivas analíticas y metodológicas, con énfasis en una mirada comparativa a escala internacional, en la que el parámetro de comparación no son sólo los países industrializados, sino también (y quizás principalmente) otros países de América Latina.

Son estos cuatro aspectos (actualización, inclusión de las mujeres, generalización a escala nacional, e instrumentación de modelos avanzados con una perspectiva comparativa) los que guiarán el desarrollo de este capítulo. Analizaré los patrones de estratificación y movilidad social que derivan de los datos de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en México 2011 (EMOVI-2011), una encuesta nacional especializada en movilidad y estratificación social levantada por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias y asesorada por un grupo de expertos en temas de desigualdad y movilidad social.²

El capítulo se organiza así: en la siguiente sección resumo brevemente los resultados más importantes de los estudios clásicos y contemporáneos sobre movilidad social en México. Posteriormente, analizo la evolución de la estructura de clases y las brechas en ingresos y condiciones laborales entre las clases en el periodo más reciente (1995-2011). En la sección 7.4 reviso las tendencias en la movilidad intergeneracional absoluta con los datos de la EMOVI-2011. Las secciones 7.5 y 7.6 profundizan en el análisis del patrón de movilidad social de los varones, mediante el uso

2 Ver <http://www.ceey.org.mx/site/movilidad-social/presentacionencuesta-esru-movilidad-social-mexico-2011>

de modelos log-lineales. En la sección 7.7 realizo un análisis comparativo del patrón de movilidad de hombres y mujeres. Al final del capítulo destaco siete conclusiones sobre los principales rasgos del régimen de estratificación social y la movilidad de clase en el México contemporáneo.

7.2 LOS ESTUDIOS CLÁSICOS Y CONTEMPORÁNEOS DE MOVILIDAD SOCIAL EN MÉXICO

Entre finales de la década de los cincuenta e inicios de los años setenta, y en varios países de América Latina, se desarrollaron estudios basados en encuestas de hogares que intentaban caracterizar los patrones de estratificación y movilidad social. México no fue la excepción. De esta época destacan tres estudios: el primero de ellos se realizó en Monterrey en 1965 por Balán, Browning y Jelin (1977), y dos estudios para la Ciudad de México: uno de los años 1964-1965, ejecutado por el equipo de Pablo González Casanova y cuyos principales resultados fueron publicados por Contreras Suárez (1978), y el trabajo realizado a principios de los años setenta por Muñoz, Oliveira y Stern (1977).

Estos estudios tienen algunos rasgos en común que reflejan las preocupaciones de la época. En primer lugar, intentaban descifrar los efectos de los procesos de industrialización sustitutiva sobre la estructura ocupacional y, por ende en la generación de oportunidades laborales. Otro punto de confluencia era la preocupación por las formas de asimilación en el mercado de trabajo de los numerosos contingentes de migrantes rurales que llegaban a estas ciudades, así como la vinculación de este fenómeno con la llamada «marginalidad social». Los trabajos también reflejan un

interés por los efectos de la estratificación social en el universo valorativo de los individuos, ya sea en la esfera de las actitudes y valores familiares, o en las ideologías y actitudes políticas y económicas. Finalmente, en todos los casos se hacía un fuerte énfasis en el estudio de la movilidad social intergeneracional, tanto de los nativos como de los migrantes rurales.

A partir de estos estudios, es posible identificar tres rasgos de la movilidad social en las grandes urbes del país durante el periodo sustitutivo de importaciones. El primero son las altas tasas de movilidad ascendente, tanto intergeneracional como intrageneracional. Esta movilidad ascendente fue impulsada principalmente por la expansión del empleo industrial, que brindó oportunidades en ocupaciones manuales de alta calificación a amplios contingentes poblacionales. La distinción entre la movilidad absoluta y relativa no formaba parte de las preocupaciones de la época, por lo que ninguno de los estudios se ocupó de establecer distinciones empíricas entre estas dos formas de movilidad. No obstante, se identificaba claramente que los cambios en la estructura del mercado de trabajo producidos por la expansión industrial y la urbanización eran el mecanismo principal de acceso a las oportunidades ocupacionales.

El segundo rasgo es que la movilidad ocupacional ascendente beneficiaba prácticamente por igual a los residentes que eran nativos de las ciudades como a aquéllos que eran inmigrantes rurales.³ Esto contribuyó a refinar las nociones prevalecientes sobre la

3 Cabe señalar, sin embargo, que tanto el estudio de Monterrey como el de Muñoz, Oliveira y Stern en la Ciudad de México encontraron que las oportunidades relativas de movilidad de los inmigrantes con respecto

marginalidad social, que dejó de entenderse como un rasgo fijo a lo largo del curso de vida y se concibió al mismo tiempo como un fenómeno de corte estructural y como una condición que podía ser pasajera en la trayectoria de vida de las personas. Así, luego de su análisis de la movilidad de los inmigrantes, Muñoz y Oliveira (1973, p. 147) concluyen que «la marginalidad ocupacional puede ser un hecho transitorio para una parte de la población, debido a las oportunidades de movilidad ascendente. Sin embargo, la marginalidad como proceso estructural depende de las tendencias que asume en su conjunto el proceso de desarrollo a nivel nacional así como de la mayor o menor tasa de creación de empleos y del volumen de mano de obra disponible en la ciudad».

El tercer rasgo está configurado por una serie de elementos que caracterizaban al proceso de logro ocupacional. A partir de la réplica que Balán, Browning y Jelin hicieron del modelo de logro de estatus de Blau y Duncan,⁴ sobresalen cuatro rasgos por su importancia. En primer lugar, los orígenes sociales, expresados a través del nivel de escolaridad de ambos padres y la ocupación del padre, ejercían una fuerte influencia sobre el logro educativo, incluso superior en términos cuantitativos a la observada en los Estados Unidos. Segundo, la educación era el determinante más importante del logro ocupacional de los individuos, no sólo en lo

a los nativos habían decrecido en el tiempo. Este fenómeno fue atribuido en ambos estudios a la «selectividad decreciente» de los inmigrantes, esto es, a que los migrantes más recientes contaban con un nivel educativo más bajo y menos experiencia en trabajos no agrícolas que sus antecesores.

4 Ver Capítulo 10 en Balán, Browning y Jelin (1977).

que se refiere al primer empleo, sino también en empleos subsiguientes hasta los 35 años de edad. Tercero, los orígenes sociales ejercían sólo una débil influencia directa sobre el logro ocupacional, por lo que su principal efecto era indirecto a través de la escolaridad. Por último, se advertía una tendencia hacia la reducción del efecto de los orígenes sociales sobre el logro educativo de los individuos. Todo esto sugiere que en las grandes ciudades existía una alta desigualdad de oportunidades, expresada fundamentalmente a través de la transmisión intergeneracional del logro educativo, pero que al mismo tiempo se presentaba una tendencia hacia condiciones de mayor equidad social.

Los estudios de la última década han revisado las tendencias emergentes luego de la crisis de los ochenta y el posterior giro en el modelo económico hacia la liberalización y apertura a los mercados externos. En otros trabajos hemos destacado tres rasgos que sugieren tanto continuidades como cambios en la movilidad social con respecto al periodo sustitutivo de importaciones (Solís 2007, Zenteno y Solís 2006, Cortés, Escobar y Solís 2007, Solís 2012). Un primer elemento de continuidad es que las tasas de movilidad absoluta, es decir, las proporciones de personas que cambiaron de clase con respecto a sus padres, permanecieron en niveles altos. Esto se explica en buena medida por el eco de los cambios en la estructura de clase acontecidos antes de los años ochenta, entre los que destacan el crecimiento de las ocupaciones no manuales (profesionales, gerentes y trabajadores de oficinas), y la continua reducción del trabajo agrícola.

Por otra parte, aunque la crisis y el cambio estructural no se tradujeron de forma inmediata en la reducción de la movilidad intergeneracional absoluta, sí hubo una diferencia sustancial en

el locus de la movilidad: mientras que en los estudios de los años sesenta y setenta el movimiento dominante fue de las ocupaciones agrícolas al empleo industrial, en los estudios de la década pasada se advirtió una mayor heterogeneidad de destinos, con crecientes flujos hacia las ocupaciones no manuales, tanto de alta como de baja calificación.

Aunque la continuidad en las altas tasas de movilidad absoluta ascendente podría hacer pensar que las décadas difíciles de los ochenta y noventa no tuvieron efectos sustantivos sobre la movilidad social, existe un segundo rasgo menos alentador: el debilitamiento de la asociación entre la movilidad ocupacional ascendente y la mejora en las condiciones de vida. La creciente precarización del empleo, la expansión del empleo informal, y las caídas salariales acontecidas durante las crisis económicas de los ochenta y noventa, trajeron consigo un deterioro importante en las condiciones de vida de las clases medias (fundamentalmente trabajadores no manuales de baja y media calificación). En nuestro estudio de Monterrey (Solís 2005, 2007), encontramos que esta caída alteró el significado de la movilidad social ascendente de las clases trabajadoras hacia las ocupaciones no manuales, en tanto esta movilidad ya no representaba una garantía de mejora sustantiva en los ingresos y las condiciones de vida.⁵

El tercero y último rasgo es que durante el último trecho del siglo pasado, la asociación entre orígenes y destinos de clase, le-

5 Estudios realizados en otros países de América Latina, como por ejemplo el trabajo de Kessler y Espinoza (2003) para Buenos Aires, sugieren que esta tendencia es generalizable a otras ciudades latinoamericanas.

jos de aminorar, parece haber aumentado. Esto sugiere que las crisis económicas y el cambio de modelo económico produjeron una mayor rigidez en el régimen de movilidad social y por tanto un incremento en la desigualdad de oportunidades (Solís 2002, 2005, 2007, Cortés y Escobar 2003, Parrado 2005, Zenteno y Solís 2006). Un hecho notable asociado con este resultado es que México parecería ser una excepción con respecto a los países industrializados y algunos otros países emergentes, en tanto existen pocos ejemplos de cambios hacia una mayor rigidez en los patrones de movilidad social.

Las tendencias recién reseñadas reflejan los cambios acontecidos durante el periodo final de la sustitución de importaciones, la crisis económica de los ochenta, y los primeros años de apertura económica. ¿Se han mantenido estas tendencias en la última década? ¿O acaso existen cambios que apuntan a la consolidación de un régimen distinto de estratificación social?

7.3 TENDENCIAS GENERALES EN LA ESTRUCTURA DE CLASES

Una primera cuestión es en qué medida el nuevo rumbo macroeconómico, orientado fundamentalmente hacia los mercados externos, con una débil regulación estatal y escasa intervención del sector público en la generación de empleo, marcado por recurrentes crisis económicas y un crecimiento económico apenas moderado, ha influido en la promoción o desaparición de ciertos tipos de ocupaciones y por tanto en la transformación de la estructura clases.

CUADRO 7.1
ESTRUCTURA DE CLASES, MÉXICO, 1995-2012 (%)*

CLASE	HOMBRES		MUJERES		TOTAL	
	1995	2012	1995	2012	1995	2012
I+II. CLASE DE SERVICIOS	13	15	14	17	13	16
IIIa+b. NO MANUAL DE RUTINA	10	13	31	27	17	19
IVa+b. INDEPENDIENTES NO AGRÍCOLAS	12	12	17	17	14	14
V+VI. MANUALES CALIFICADOS Y SEMI-CALIFICADOS	13	14	7	7	11	11
VIIa. MANUALES DE BAJA CALIFICACIÓN	26	29	23	28	25	29
IVC. PEQUEÑOS PROPIETARIOS AGRÍCOLAS	14	8	1	1	10	5
VIIb. ASALARIADOS AGRÍCOLAS	12	9	7	3	10	7
TOTAL	100	100	100	100	100	100

* Personas ocupadas entre 20 y 64 años.

Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta Nacional de Empleo (1995) y la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (2011).

El Cuadro 7.1 presenta la estructura de clases en México en 1995 y 2012.⁶ Se observa que los cambios en el periodo no son de gran magnitud. La relativa estabilidad en la estructura contrasta con la rápida transformación acontecida en la etapa sustitutiva de importaciones. Cabe recordar que durante el periodo sustitutivo de

6 Para 1995 usamos la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) y para 2012 la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). Los datos corresponden en ambos casos al segundo trimestre del año.

importaciones, los cambios en la estructura de clases implicaron un marcado «ajuste hacia arriba» que facilitó la movilidad social ascendente. En las condiciones de los últimos tres lustros ese ajuste hacia arriba se interrumpió, o al menos perdió dinamismo.⁷ Esto implicó que los cambios en la estructura ocupacional ya no trajeran condiciones de «viento en popa» para la movilidad social ascendente.

En este panorama general de estabilidad, sólo destacan tres cambios. El primero es la reducción de las clases agrícolas: el porcentaje de pequeños propietarios agrícolas (IVc) se redujo a la mitad, al pasar de 10% en 1995 a 5% en 2012. Esta reducción es una tendencia de largo plazo que se observa desde hace varias décadas, pero que muy probablemente se ha acentuado a partir de las reformas constitucionales del año 1992, que permiten la privatización de las tierras colectivas (tierras ejidales). Por otra parte, también se redujo el porcentaje de trabajadores asalariados agrícolas (VIIfb) (de 10% a 7%). En conjunto, ambas clases pasaron de representar el 20% de la estructura de clases al 12%.

En segundo lugar, la pérdida en las clases agrícolas se compensa con incrementos relativos que se reparten entre las clases de servicios (I+II) (de 13% a 16%), la de trabajadores no manuales de rutina (IIIa+b) (de 17% a 19%) y la de trabajadores de baja calificación (IVa+b) (de 25% a 29%). En cambio, la clase de trabajadores manuales calificados (v+VI) mostró poco dinamismo durante el periodo, lo cual nuevamente contrasta con la expansión de estas

7 Aunque los datos que aquí utilizamos cubren el periodo 1995-2012, es muy probable que la pérdida de dinamismo se remonte al menos a mediados de los ochenta, tal como lo sugieren los datos para las tres grandes ciudades del país (Solís 2002).

clases durante el periodo de industrialización sustitutiva previo a la crisis de los ochenta. Tampoco se observa un cambio significativo en el volumen de pequeños propietarios no agrícolas (IVa+b).

En conjunto, esto revela que, si hay una tendencia general, ésta no es de crecimiento de las ocupaciones más calificadas o de «ajuste hacia arriba», como se dio durante buena parte de la segunda mitad del siglo pasado, sino de una polarización caracterizada por la expansión de las ocupaciones no agrícolas de mayor y menor calificación.

Finalmente, cabe apuntar que las tendencias son parecidas para hombres y mujeres, aunque se aprecian algunas diferencias por sexo en la inserción de clase, las cuales se asemejan a las encontradas en otros estudios tanto en México (Solís y Cortés 2009) como en otras latitudes (Li y Singelmann 1998). En contraste con los hombres, las mujeres tienen una participación mucho menor en las clases agrícolas (particularmente en la clase IVC de pequeños propietarios), así como en las clases manuales de alta calificación (V+VI). En cambio, tienden a concentrarse en la clase no manual de rutina (IIIA+b) y en la «pequeña burguesía» (IVa+b). Estas diferencias reflejan patrones conocidos de segregación ocupacional por género (Solís y Cortés 2009, Salas y Leite 2007, Macedo Martínez 2003): las mujeres participan mucho menos en actividades que se consideran «reservadas» a los varones, como son las tareas agrícolas y las ocupaciones manuales de alta calificación, ya sean éstas de corte artesanal o en la industria. En cambio, tienden a concentrar su actividad laboral en clases ocupacionales como la no manual de rutina (IIIA+b) que concentra tareas socialmente consideradas como «femeninas» (entre otras, maestras, secretarías, dependientes de comercio, enfermeras), así como en la de

pequeños propietarios no agrícolas (Iva+b), clase que tiene una alta concentración de pequeños propietarios de comercio, actividad con alta participación femenina.

Aunque el volumen de las clases se ha mantenido relativamente estable en las últimas dos décadas, es importante poner atención a otros cambios en los mercados de trabajo que pueden dar pauta de la importancia de la estructura de clases como eje de la estratificación social. Uno de los rasgos emergentes es la creciente precarización del empleo asalariado (García 2009, García y Oliveira 1998, Rubio Campos 2010). Esta precarización se manifiesta, entre otros indicadores, en el incremento de la proporción de trabajadores asalariados sin contrato escrito (o con contratos temporales), sin acceso a beneficios laborales (salud, vacaciones pagadas, aguinaldo, etc.), y con salarios bajos. Ante estas tendencias generalizadas de deterioro del trabajo asalariado, cabe preguntarse en qué medida las viejas desigualdades de clase han cedido lugar a nuevas desigualdades, en las que las distinciones sociales entre los asalariados se establecen ya no por su pertenencia de clase, sino por las probabilidades de acceder a trabajos estables y protegidos.

Para analizar esta cuestión, revisamos las tendencias recientes en las condiciones laborales de los asalariados en cada clase (Cuadro 7.2).⁸ Se aprecia que el saldo general del periodo 1995-2012 es de un incremento en las condiciones de precariedad laboral, resultado consistente con lo que han mostrado los trabajos ya citados.

8 Las clases Iva+b y Ivc incluyen sólo a patrones o trabajadores por cuenta propia, por lo que fueron excluidas de este análisis. En el caso de las clases que mezclan trabajadores asalariados y no asalariados (I+II, y VIIa) se incluyeron sólo los trabajadores asalariados.

CUADRO 7.2
CONDICIONES LABORALES DE LOS TRABAJADORES ASALARIADOS SEGÚN
SU CLASE SOCIAL, TRABAJADORES ENTRE 20 Y 64 AÑOS, 1995 Y 2012 (%)

	HOMBRES		MUJERES		TOTAL	
	1995	2012	1995	2012	1995	2012
I+II. CLASE DE SERVICIOS						
SIN CONTRATO ESCRITO	14	13	10	11	12	12
SIN COBERTURA MÉDICA/1	16	19	14	19	15	19
SIN BENEFICIOS LABORALES/2	15	16	11	14	13	15
IIIa+b. NO MANUAL DE RUTINA						
SIN CONTRATO ESCRITO	32	32	24	29	27	30
SIN COBERTURA MÉDICA/1	38	37	42	43	40	41
SIN BENEFICIOS LABORALES/2	32	32	23	38	27	35
V+VI. TRABAJADORES MANUALES DE ALTA CALIFICACIÓN						
SIN CONTRATO ESCRITO	34	33	40	45	35	36
SIN COBERTURA MÉDICA/1	29	30	44	50	33	36
SIN BENEFICIOS LABORALES/2	30	26	34	44	31	30
VIIa. TRABAJADORES NO CALIFICADOS MANUALES Y DE SERVICIOS						
SIN CONTRATO ESCRITO	54	56	59	64	55	59
SIN COBERTURA MÉDICA/1	51	55	62	70	54	61
SIN BENEFICIOS LABORALES/2	52	53	51	59	52	55
VIIb. ASALARIADOS AGRÍCOLAS						
SIN CONTRATO ESCRITO	66	77	15	33	54	69
SIN COBERTURA MÉDICA/1	88	91	97	92	90	91
SIN BENEFICIOS LABORALES/2	64	89	15	92	53	89
TOTAL						
SIN CONTRATO ESCRITO	43	43	30	37	38	41
SIN COBERTURA MÉDICA/1	47	46	47	49	47	47
SIN BENEFICIOS LABORALES/2	41	43	28	42	37	43

/1 Refiere a la cobertura de las instituciones públicas de salud para los trabajadores del Estado (ISSSTE) y privados (IMSS).

/2 Sin vacaciones con goce de sueldo y reparto de utilidades.

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Empleo 1995 (N=34,176) y Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo 2012 (N=110,397).

Sin embargo, los niveles de precariedad varían significativamente entre las clases sociales. En el año 2012, los trabajadores asalariados pertenecientes a la clase de servicios (que son fundamentalmente profesionales, técnicos altamente calificados, gerentes y supervisores de trabajadores no manuales), no tenían contrato escrito en 12% de los casos, 19% no tenían cobertura médica en las instituciones públicas, y 15% carecían de prestaciones laborales. Estos valores alcanzaban 55%, 54% y 52% entre los trabajadores no calificados manuales y de servicios (VIIa).

Es cierto que entre 1995 y 2012 crecieron los porcentajes de asalariados en la clase de servicios sin cobertura médica y prestaciones, pero resulta asimismo evidente que su situación aún es de mucha mayor protección laboral que la de las otras clases sociales. Sin estar completamente a salvo de la precariedad laboral, los trabajadores asalariados pertenecientes a la clase de servicios aún tienen acceso a condiciones de trabajo más protegidas que el resto de las clases.

La situación cambia cuando se comparan las clases no manual de rutina y de trabajadores manuales de alta calificación. Los indicadores de precariedad laboral no presentan diferencias muy amplias entre estas dos clases, e incluso los trabajadores manuales de alta calificación tienen ligeras ventajas en el acceso a servicios de salud, tanto en 1995 como en 2012. La similitud entre estas dos clases es consistente con los resultados de los estudios de estratificación y movilidad social realizados la década pasada. Éstos, como discutimos en la sección previa, advirtieron sobre la pérdida de beneficios asociada con la movilidad entre las clases manual calificada y no manual de rutina, originada por la caída en las condiciones de vida de las ocupaciones no manuales de baja calificación (Solís 2002, 2007).

Sin embargo, al analizar por separado a hombres y mujeres, encontramos que las similitudes entre las clases no manual de rutina y manual calificada sólo son válidas para los varones. Las mujeres que acceden a posiciones asalariadas no manuales de rutina presentan condiciones laborales significativamente mejores que las trabajadoras manuales de alta calificación. Esto nos indica que las ocupaciones no manuales de rutina de media y baja calificación no son sólo un espacio en el que las mujeres encuentran mayores oportunidades de inserción laboral, sino también en el que tienen acceso a mejores condiciones laborales que en el trabajo manual calificado.

Por otra parte, las clases de trabajadores no calificados manuales y de servicios y trabajadores asalariados agrícolas presentan las peores condiciones laborales, con niveles de precariedad que siempre rebasan el 50% e incluso, particularmente en el caso de los asalariados agrícolas, superan el 80%.⁹

Estos resultados muestran que en un entorno de creciente incertidumbre laboral para el trabajo asalariado, los riesgos de precarización no se distribuyen uniformemente entre las clases. Como ocurre en otras sociedades, tanto industrializadas como latinoamericanas, en México la pertenencia de clase modula las probabilidades de experimentar condiciones laborales precarias (Erikson y Goldthorpe 2002, Goldthorpe y McKnight 2006, Benza 2012). Esto puede deberse, como sugiere Breen (1997), a que detrás de la precarización de las relaciones laborales se encuentra un

9 Se observan algunas fluctuaciones fuera de los rangos razonables en el caso del acceso a prestaciones para las mujeres asalariadas en trabajos agrícolas. Estas fluctuaciones podrían deberse a problemas de captación de este indicador en áreas rurales en 1995.

proceso de remercantilización. En éste, los asalariados pertenecientes a las clases con mayor poder y recursos preservan ciertos privilegios y pueden ejercer mayor resistencia. Así es como mantienen ventajas relativas importantes en un contexto de creciente desprotección laboral para todos.

Aunque las condiciones contractuales de los asalariados reflejan un aspecto importante de la desigualdad entre las clases, la dimensión principal de desigualdad entre las clases no está en estas condiciones, sino en el nivel de ingresos. Éstos constituyen una dimensión clave debido a que en las sociedades donde predomina el mercado —como en México— determinan en gran medida el acceso a las oportunidades de vida, y es justamente la asociación entre pertenencia de clase y oportunidades de vida la que nos permite establecer un paralelo entre la movilidad de clase y la movilidad social (Grusky 1994, Solís 2010).

El Cuadro 7.3 presenta indicadores del nivel de ingresos y de la incidencia de la pobreza de ingresos para los años 1992 y 2012, según la clase social del principal perceptor de ingresos del hogar.¹⁰

10 Al analizar la asociación entre pertenencia de clase, ingresos y pobreza se presenta el problema metodológico de la extensión de estas categorías. Mientras que la pertenencia de clase es un atributo individual, la medición de los ingresos puede realizarse a escala individual o de los hogares, mientras que la pobreza es un atributo de los hogares. En el Cuadro 7.2 analizamos los ingresos individuales de los perceptores principales de cada hogar, y atribuimos al hogar la pertenencia de clase del perceptor principal. Cabe señalar que en el caso de los ingresos individuales, los resultados no varían de manera sustantiva cuando se extiende el análisis a todos los miembros ocupados del hogar.

Se observa que existe, tanto en el ingreso monetario individual como el ingreso *per capita* del hogar, una significativa brecha entre las clases sociales, lo mismo en 1992 que en 2012. La mediana de ingresos de la clase de servicios (I+II) es casi el doble que la de la clase no manual de rutina (IIIa+b) y al menos 4.6 veces mayor que la de la clase con menor ingreso (IVc en 1992 y VIIB en 2012). Esto nos lleva a reafirmar la siguiente conjetura, tan previsible como importante: la pertenencia de clase se asocia aún con brechas significativas en los ingresos, tanto individuales como del hogar.

Por otra parte y al comparar con más cuidado 1992 y 2012, se perciben dos tendencias. En primer lugar, los ingresos individuales de los miembros de la clase de servicios, la clase no manual de rutina y pequeños propietarios no agrícolas (IVA+b) registraron reducciones significativas, de 14.8%, 17.0%, y 21.0%, respectivamente. Por otro lado, si dejamos de lado la clase de pequeños propietarios agrícolas (IVc), las reducciones son menos acentuadas en las otras clases, e incluso hay un leve incremento para la clase de trabajadores agrícolas (VIIB). Como consecuencia de estos cambios, el saldo neto del periodo 1992-2012 ha sido de una moderada reducción de la desigualdad en ingresos individuales entre las clases. Éste sin embargo no se debe a una mejora de las clases menos favorecidas, sino a la caída del ingreso de las clases superiores: fenómeno recurrente en periodos de crisis económicas y, probablemente, de carácter coyuntural, mismo al que Cortés y Rubalcava (1991) llamaron, hace ya más de dos décadas, «equidad por empobrecimiento».¹¹

11 Cortés y Rubalcava se referían a la reducción de la desigualdad de in-

En segundo lugar, si observamos las tendencias ya no en el ingreso monetario individual sino en el ingreso total *per capita* del hogar, muchos de los cambios recién apuntados no se sostienen. Más bien, se mantiene la mediana de ingresos de las clases superiores y se presenta un ligero incremento en los ingresos de las clases más desfavorecidas (nuevamente excluyendo a *ivc*). La discrepancia en las tendencias de los ingresos individuales y los ingresos *per capita* del hogar puede deberse a la combinación de varios factores; a saber, las diferencias en el tamaño y composición etárea de los hogares, la utilización de la fuerza de trabajo disponible en el hogar, el acceso a transferencias provenientes de fuentes diferentes al trabajo (por ejemplo el alquiler de inmuebles, las remesas y los apoyos sociales como las becas del Programa Oportunidades), y también a que, por efectos de la homogeneidad y la herencia intergeneracional de posiciones de clase, en los hogares donde el receptor principal pertenece a las clases superiores es más probable que residan otros miembros de esas clases. Así es como se compensa la reducción de los ingresos del receptor principal.

Sería interesante analizar la contribución de cada una de estas fuentes al cambio en los ingresos de los hogares en cada cla-

gresos observada en México durante la crisis económica de los años ochenta, que se produjo fundamentalmente por una caída de los ingresos del decil superior. Esta caída se revertiría durante la primera mitad de los noventa, con el consiguiente incremento en los índices de Gini. La caída actual de los ingresos de las clases I+II y IIIa+b se produjo en buena medida luego de la crisis económica de 2009. En este sentido, es probable que, al igual que ocurrió en los ochenta, sea un fenómeno coyuntural que se revertirá en los años por venir.

se, aunque esa tarea rebasa los alcances de este trabajo. Lo relevante para nuestros fines es que la asociación entre la pertenencia de clase y los ingresos observada a escala individual se mantiene cuando usamos como unidad de análisis a los hogares, con un claro margen a favor de la clase de servicios, seguida por las clases no manuales de rutina, de pequeños propietarios no agrícolas y manuales calificadas (con sólo pequeñas diferencias entre ellas), luego por la clase de trabajadores manuales de baja calificación, y finalmente por las clases agrícolas.

CUADRO 7.3
INGRESO MONETARIO INDIVIDUAL, INGRESO PER CAPITA DEL HOGAR
E INCIDENCIA DE LA POBREZA DE INGRESOS
SEGÚN LA CLASE DEL PERCEPTOR PRINCIPAL DEL HOGAR,
MÉXICO, 1992 Y 2012*

CLASE	MEDIANA DEL INGRESO MONETARIO DEL PERCEPTOR PRINCIPAL		MEDIANA DEL INGRESO PER CAPITA DEL HOGAR	
	1992	2012	1992	2012
I+II	12,064	10,278	5,590	5,544
IIIa+b	6,463	5,297	3,037	3,019
IVa+b	6,590	5,206	2,677	2,740
V+VI	5,830	5,497	2,313	2,543
VIIa	4,523	3,952	1,749	2,070
IVc	3,269	1,638	1,346	1,245
VIIb	2,598	2,724	942	1,356
NO OCUPADO	3,911	3,499	3,104	3,677
TOTAL	5,306	4,834	2,368	2,667

CLASE	INCIDENCIA DE LA POBREZA ALIMENTARIA (%)		HOGARES POR ENCIMA DE LA LÍNEA DE POBREZA DE PATRIMONIO (%)	
	1992	2012	1992	2012
I+II	2.5	2.5	86.4	85.8
IIIa+b	6.0	6.9	68.8	60.3
IVa+b	13.4	16.1	61.0	57.9
V+VI	10.2	9.4	54.3	54.1
VIIa	20.9	20.1	38.4	41.5
IVC	35.4	43.8	40.8	23.0
VIIb	46.8	34.2	19.3	27.3
NO OCUPADO	12.9	17.2	63.9	60.7
TOTAL	16.4	15.4	55.5	55.3

* Pesos equivalentes a mayo de 2012. Para la medición de la pobreza de ingresos se utilizó la metodología propuesta por el Comité Técnico para la Medición de la Pobreza de la Secretaría de Desarrollo Social (Comité Técnico para la Medición de la Pobreza 2002). El renglón «no ocupado» corresponde a los casos en los que el perceptor principal del hogar no tenía una ocupación (8.8% de los hogares en 1992 y 13.9% en 2012).

Fuente: Estimación propia a partir de los datos de la ENIGH 1992 y ENIGH 2012.

Otra forma de evaluar la asociación entre la pertenencia de clase y las oportunidades de vida es a través de la relación entre la clase de pertenencia del hogar, determinada por su perceptor principal y la incidencia de la pobreza (Solís y Benza 2013). En el panel inferior del Cuadro 7.3 se muestran los porcentajes de hogares en pobreza alimentaria, así como de hogares que se encuentran por encima de la línea de pobreza de patrimonio, según la clase social del perceptor principal.¹² La pobreza alimentaria

12 En este ejercicio utilizo una medición de pobreza basada en la línea de pobreza por ingresos. Sigo la metodología oficial propuesta por el Comité Técnico para la Medición de la Pobreza en México (Comité

identifica a aquellos hogares cuyo ingreso es inferior al mínimo necesario para satisfacer las necesidades alimenticias básicas de sus miembros (Comité Técnico 2002). La mayor incidencia de este tipo de pobreza se presenta en las clases agrícolas, con porcentajes de 46.8% para la clase VIIB en 1992 y 43.8% para la clase IVC en 2012. La incidencia de la pobreza se reduce significativamente en las clases no agrícolas, aunque aún es alta entre los hogares de trabajadores no calificados en ocupaciones manuales y de servicios. La cifra es alrededor de 20% en ambos años, así como en los hogares de pequeños propietarios no agrícolas, con 13.4% en 1992 y 16.1% en 2012. En las otras clases, la pobreza alimentaria es mucho menos frecuente; alrededor del 10% para los trabajadores manuales de alta calificación y 2.5% para la clase de servicios.

La pobreza de patrimonio incluye a los hogares que no poseen los ingresos suficientes para cubrir sus necesidades de alimentación, educación, salud, vestido y calzado, vivienda y transporte. Se trata, por lo tanto, de una medida de pobreza más exigente que la alimentaria. Quienes se encuentran por encima de esta línea pueden catalogarse como «no pobres», al menos en la dimensión de ingresos (Comité Técnico 2002). Se observa que los hogares que no padecen pobreza alcanzan 85% en la clase de servicios, aproximadamente 40% en la clase VIIA, y sólo alrededor de 25% en las clases agrícolas.

A pesar de los cambios tanto en la economía como en el mer-

Técnico 2002). Esta metodología fue reemplazada oficialmente por una medición multidimensional hace algunos años. No obstante, opté por utilizarla debido a que a diferencia del método multidimensional vigente, nos permite realizar mediciones comparables entre 1992 y 2012.

cado de trabajo en las últimas décadas, es evidente que la pertenencia de clase no sólo está ligada estructuralmente a los ingresos individuales y de los hogares, sino también a la vulnerabilidad a la pobreza extrema y a las oportunidades de alcanzar niveles de vida por encima de los estándares más generosos de pobreza.¹³ En síntesis, el vínculo entre clases sociales y oportunidades de vida se mantiene, y la pertenencia de clase aún es un rasgo fundamental para entender la posición de los individuos y las familias en la estratificación social.

7.4 LA MOVILIDAD ABSOLUTA

Si las distinciones de clase todavía son fundamentales en la estratificación social: ¿qué factores condicionan la pertenencia de clase? Y más específicamente, ¿en qué medida la pertenencia de clase se transmite de padres a hijos?

Estas preguntas nos permiten hacer un diagnóstico de la magnitud de la reproducción intergeneracional de la desigualdad social. A mayor asociación entre clase de origen (padres) y de des-

13 En el cuadro se muestra un porcentaje de hogares en los que no hay trabajadores ocupados. El monto de sus ingresos es heterogéneo, pues los hogares combinan situaciones sociales muy diversas, que van desde la exclusión laboral (desempleados y desalentados del mercado de trabajo) hasta otras en las que las necesidades se cubren holgadamente por otras fuentes de ingreso, como ahorros, pensiones, transferencias familiares y gubernamentales, renta de inmuebles, etc. Para entender la posición de estos hogares en la estratificación social, sería necesario ampliar el análisis a otras fuentes de desigualdad social más allá del mercado de trabajo.

tino (hijos), mayor será la transmisión intergeneracional de las desigualdades. En cambio, si la asociación entre orígenes y destinos es débil, esto significa que la herencia juega un papel menor en el destino de las personas. Así, estaríamos ante un régimen de estratificación social más fluido, en el que la posición social de las personas no dependería de sus orígenes familiares.

En el Cuadro 7.A1 del Anexo se presentan las tablas de movilidad social intergeneracional por sexo, para el conjunto nacional y las áreas urbanas del país, calculadas a partir de los datos de la EMOVI-2011.¹⁴ En esta sección analizaré los patrones de movilidad absoluta intergeneracional que derivan de estas tablas.

Se aprecia de inmediato la dependencia estadística entre los orígenes y destinos de clase. Las personas con determinados orígenes de clase tienden a concentrarse en esa misma clase en mayor medida que en otras. Por ejemplo, en el conjunto nacional, 140 de 226 varones provenientes de la clase de servicios (I+II) se mantuvieron ahí (57% del total), mientras que sólo 135 de 1,024 hombres

14 En las tablas de movilidad social intergeneracional y como referencia del origen, se suele utilizar la clase del padre a los 15 años de edad. En este trabajo se sigue esta convención, aunque se recurre a la información sobre la madre cuando no se disponía de la del padre. En el caso de las hijas, hay dudas sobre si es más apropiado utilizar la información del padre o de la madre (o de ambos). Tal como lo discutimos en otra parte (Solís y Cortés 2009) y lo han hecho otros autores (Featherman y Hauser 1974, Breen y Luijkx 2004), es más conveniente mantener la comparación con el padre, ya que muchas de las madres de las entrevistadas no participaban en el mercado de trabajo (y por tanto no se posee información sobre su pertenencia de clase), además de que mantenemos el mismo referente de orígenes en ambos sexos, lo que permite comparar los resultados de hijos e hijas.

provenientes de la clase de trabajadores de baja calificación manuales y de servicios (VIIa) experimentaron movilidad ascendente a la clase de servicios (14%). También se aprecia que la movilidad entre ciertas clases es muy poco frecuente. Un ejemplo es aquélla que tiene lugar entre la clase de servicios y la de trabajadores asalariados agrícolas (VIIb) (esquinas opuestas a la diagonal principal). Esto denota lo poco habitual que resulta que una persona experimente movilidad entre los extremos de la estructura social.¹⁵

Pese a lo anterior, es también evidente la cantidad de personas que experimentan movilidad social intergeneracional. Basta observar la cantidad de casos que se sitúan fuera de la diagonal principal de la tabla. Esta movilidad no se distribuye de manera homogénea en la tabla, sino que tiende a agruparse en las cercanías de la diagonal principal, lo que es un indicador de que la movilidad de «corto alcance» es más frecuente que la movilidad de mayor distancia.

El Cuadro 7.4 presenta una serie de medidas resumen de movilidad social. El panel «A» muestra las distribuciones marginales de las tablas de movilidad social; es decir, las distribuciones de clase totales de padres e hijos/as. Resulta relevante contrastar estos marginales, ya que la discrepancia entre ellos nos indica en

15 Se observa también que en las tablas para áreas urbanas y mujeres existen muy pocas observaciones en los destinos correspondientes a ocupaciones agrícolas (IVc y VIIb). En las tablas para áreas urbanas esto se explica por razones obvias. En el caso de la tabla para mujeres a escala nacional, la ausencia de destinos agrícolas se asocia con los ya referidos patrones de segregación ocupacional por sexo, que alejan a las mujeres de esas clases.

qué medida los cambios globales en la estructura de clases entre padres e hijos han propiciado la movilidad social. Puede observarse que existe un ajuste hacia arriba en las estructuras de clases, que puede resumirse en dos tendencias: la primera es una marcada reducción intergeneracional en las clases agrícolas (IVc y VIIb). La participación de estas dos clases cayó de 33% a 14% entre los hombres y de 29% a 2% entre las mujeres.¹⁶ Este cambio refleja sin duda el proceso de contracción de las clases agrícolas que ha acompañado a la urbanización e industrialización de la sociedad mexicana. Como era de esperarse, la caída de las clases agrícolas se reproduce en las ciudades de 15 mil habitantes o más, que han alimentado su población de flujos procedentes de zonas rurales y por tanto reflejan en sus tablas de movilidad social un movimiento importante de orígenes agrícolas a destinos no agrícolas. Así, 18% de los varones y 22% de las mujeres residentes en ciudades de 15 mil o más habitantes tenían orígenes agrícolas, pero menos 3% y 2%, respectivamente, tienen estos destinos de clase.

La segunda tendencia es la expansión de las clases de servicios (I+II) y de trabajadores no manuales de rutina (IIIa+b). En el conjunto nacional, la suma de estas dos clases pasa de 11% a 28% para los hombres y de cerca de 15% a 47% para las mujeres. Estos incrementos se concentran en las ciudades de 15 mil y más habitantes, en donde las proporciones pasan de 15% a 37% y de 17% a 43% para varones y mujeres, respectivamente. Este movimiento define uno de los rasgos más importantes del cambio de

16 La mayor reducción de las clases agrícolas en las mujeres se explica nuevamente por el «cierre» de los destinos agrícolas para las mujeres.

la estructura de clases en el México de los últimos cuarenta años, que es la expansión de las ocupaciones no manuales (tanto calificadas como no calificadas), fenómeno ligado al crecimiento de la economía de servicios.

En conjunto, estas tendencias provocan que el cambio global en las estructuras de clases de padres e hijos sea de una magnitud considerable. El índice de disimilitud alcanza a escala nacional casi 23% para los varones y 32% para las mujeres. Esto significa que, incluso en un régimen de estratificación completamente rígido, en el que los orígenes de clase definiesen por completo el destino de las personas, las discrepancias en las estructuras de clases entre padres e hijos obligarían a que uno de cada cuatro/cinco varones y una de cada tres mujeres tuvieran movilidad social. El índice de disimilitud tiene magnitud similar en las ciudades de 15 mil habitantes o más (24% para los hombres y 35% para las mujeres).¹⁷

17 Estos resultados contrastan con la estabilidad en la estructura de clases observada entre 1995 y 2012 (ver Cuadro 7.1), que supondría cambios de menor magnitud en las distribuciones marginales de padres e hijos. Para entender esta discrepancia, es necesario considerar al menos dos cuestiones. La primera es que en las tablas de movilidad intergeneracional, la posición de clase de los hijos corresponde al año 2011, pero la de los padres se remite a un periodo histórico no definido con exactitud, pero que se extiende mucho más allá de los últimos 20 años. En este sentido, la distribución de clase de los padres refleja condiciones estructurales de distintos periodos históricos, incluso previos a la última etapa del modelo sustitutivo de importaciones. En segundo lugar, a diferencia de las medidas transversales, las distribuciones de clase registradas en la tabla de movilidad se ven afectadas por la fecundidad diferencial entre las clases sociales. Las clases con

CUADRO 7.4

MEDIDAS RESUMEN DE MOVILIDAD SOCIAL INTERGENERACIONAL, MÉXICO, 2011

A) DISTRIBUCIÓN POR CLASE SOCIAL	CONJUNTO NACIONAL						CIUDADES 15 MIL O MÁS					
	HOMBRES		MUJERES		HOMBRES		MUJERES		HOMBRES		MUJERES	
	PADRES	HIJOS	PADRES	HIJAS	PADRES	HIJOS	PADRES	HIJOS	PADRES	HIJOS	PADRES	HIJAS
I+II	5.8	17.5	7.4	20.3	8.1	23.0	8.4	22.3				
IIIa+b	5.2	10.8	7.2	26.5	7.1	13.9	8.3	20.8				
IVa+b	18.3	15.0	20.1	17.3	21.5	14.3	21.7	14.9				
V+VI	11.6	15.3	10.4	7.1	14.5	17.0	11.6	13.3				
VIIa	26.0	27.7	26.3	26.6	30.7	28.9	28.3	27.0				
IVC	22.0	6.2	18.6	0.9	11.8	1.0	13.4	0.6				
VIIb	11.1	7.5	10.0	1.4	6.3	1.8	8.3	1.1				
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0				
B) MEDIDAS GENERALES DE MOVILIDAD (%)												
HERENCIA	30.7		19.7		28.6		19.1					
MOVILIDAD ABSOLUTA	69.3		80.3		71.4		80.9					
ÍNDICE DE DISMILITUD	22.7		32.4		24.2		35.0					
C) MOVILIDAD ASCENDENTE/DESCENDENTE (%)												
MOVILIDAD ASCENDENTE (MA) (%)	50.5		64.7		52.3		65.5					

MOVILIDAD DESCENDENTE (MD) (%)	18.8	15.5	19.2	15.4
MA/MD	2.7	4.2	2.7	4.3

D) MOVILIDAD VERTICAL (3 MACROCLASES) /1

MOVILIDAD VERTICAL (MV)(%)	47.5	56.0	53.0	56.3
MOVILIDAD NO VERTICAL (MNV) (%)	21.8	24.2	18.5	24.6
MV/MNV	2.2	2.3	2.9	2.3
MOVILIDAD VERTICAL ASCENDENTE (MVA) (%)	35.8	43.6	39.3	43.8
MOVILIDAD VERTICAL DESCENDENTE (MVD) (%)	11.8	12.4	13.6	12.5
MVA/MVD	3.0	3.5	2.9	3.5

E) MOVILIDAD VERTICAL (4 MACROCLASES) /2

MOVILIDAD VERTICAL (MV)(%)	57.4	65.5	59.8	64.0
MOVILIDAD NO VERTICAL (MNV) (%)	11.9	14.7	11.6	17.0
MV/MNV	4.8	4.5	5.2	3.8
MOVILIDAD VERTICAL ASCENDENTE (MVA) (%)	44.6	53.1	45.9	51.5
MOVILIDAD VERTICAL DESCENDENTE (MVD) (%)	12.8	12.4	14.0	12.5
MVA/MVD	3.5	4.3	3.3	4.1

/1 Orígenes y destinos agrupados en: 1) I+II, 2) IIIa+b, IVab, V+VI, 3) VIIa, IVc, VIIb.

/2 Orígenes y destinos agrupados en: 1) I+II, 2) IIIa+b, IVab, V+VI, 3) VIIa, 4) IVc, VIIb.

Fuente: Cálculos propios a partir de las tablas de movilidad intergeneracional del Cuadro 7.A1.

Los cambios en las distribuciones marginales de padres e hijos influyen sin duda para que las tasas absolutas de movilidad social aún sean altas. Más de dos terceras partes de los hombres (69%) y cuatro de cada cinco mujeres (80%) cambiaron de clase social con respecto a sus padres. La magnitud de la movilidad absoluta es similar en las áreas urbanas (71% y 81%, respectivamente). Estos niveles de movilidad social se asemejan a los observados en los estudios de la década pasada, tanto en las grandes áreas urbanas (Solís 2002, 2007, Zenteno y Solís 2006, Cortés y Escobar 2005) como en el conjunto del país (Solís y Cortés 2009, Solís 2012). Las altas tasas de movilidad social son un rasgo que se mantiene en México, a pesar de que hace ya un tiempo que se observa relativa estabilidad en la estructura ocupacional.

La comparación de los índices de disimilitud con las tasas de movilidad absoluta revela otro rasgo importante: las tasas de movilidad absoluta son bastante mayores a los valores mínimos que se esperarían si la movilidad fuese exclusivamente la necesaria para ajustar las distribuciones de clase de los hijos/as a las de sus padres. Por ejemplo, mientras que el índice de disimilitud para los hombres a escala nacional es de 23%, la movilidad absoluta observada es tres veces mayor (69%). Diferencias de un orden similar se observan para las mujeres y las áreas urbanas.

Lo anterior lleva a la siguiente conclusión: aunque los cam-

mayor fecundidad están sobrerrepresentadas y las de menor fecundidad subrepresentadas. Por esto es que la distribución de los marginales de padres en la tabla de movilidad no deben considerarse como representativos de la distribución de clases observada en un momento previo en el tiempo (Duncan 1966, Sakamoto y Powers 2005).

bios en la estructura de clases entre padres e hijos contribuyan a la movilidad social, gran parte de la movilidad observada en la tabla no se explica estrictamente por estos cambios. En consecuencia, al estudiar la movilidad social en México, no basta con poner atención a las transformaciones globales en la estructura de clases, como lo sugirió la corriente histórico-estructural (Filgueira y Geneletti 1981) o como lo hacen algunos estudios sobre la evolución agregada de la estructura de clases (CEPAL 2001). Existe alta movilidad individual más allá del cambio estructural, y por tanto también es necesario contabilizar y estudiar este tipo de movilidad.

El panel «C» presenta las medidas desagregadas de movilidad según su carácter ascendente o descendente. Los movimientos predominantes son en sentido ascendente: 51% en los varones y 65% en las mujeres a escala nacional; 52% y 66%, respectivamente, en las ciudades de 15 mil habitantes o más. Esto implica probabilidades 2.7 y 4.2 veces mayores de movilidad ascendente que descendente para los varones y mujeres, respectivamente.

Quizá sea arbitrario atribuir un orden jerárquico a las siete clases. En la sección previa se muestra que no existen amplias brechas en las condiciones laborales, los ingresos y los riesgos de pobreza entre ciertas clases. Por ejemplo, las diferencias entre la clase de servicios (I+II) y el resto son sustantivas, pero no así las que existen entre las clases IIIa+b, IVa+b y V+VI. Desde esta perspectiva, sería cuestionable definir como movilidad «ascendente» o «descendente» los movimientos entre algunas de estas clases, tal como se hace en el panel «C».

Una respuesta a esta objeción sería agrupar las siete clases de tal manera que queden menos dudas respecto a su orden jerárquico. En los paneles «D» y «E» del Cuadro 7.4 se presentan

los resultados de dos ejercicios de este tipo. En el primero (panel «D») se agrupan las siete clases en tres «macroclases», una superior (I+II), otra intermedia (IIIa+b, IVa+b y V+VI), y otra baja (VIIa, IVc, y VIIB). El segundo ejercicio (panel «E») replica al anterior, pero coloca, en un «piso inferior» y por separado, a los trabajadores agrícolas (IVc y VIIB). Así, cada macroclase representa uno de los cuatro «pisos» de la estratificación en condiciones laborales, ingresos e incidencia de la pobreza identificados en la sección anterior.

Incluso con este reajuste, la «movilidad vertical» entre las macroclases es predominante sobre la movilidad no vertical, aunque muy menor. Con tres «macroclases», 47% de los varones y 56% de las mujeres experimentaron movilidad vertical en las áreas urbanas, frente a 22% y 24%, respectivamente, que experimentaron movilidad no vertical. Los porcentajes de movilidad vertical se incrementan sustancialmente si consideramos como movilidad vertical a la entrada y salida de las clases agrícolas (es decir, si utilizamos cuatro macroclases), pues alcanzan 57% para los varones y 65% para las mujeres, frente a sólo 12% y 15%, respectivamente, de movimientos no verticales. Esto sugiere que una fracción importante de la movilidad observada en la tabla implica cambios sustantivos en las posiciones de clase de los/as entrevistados/as.

En conjunto, las medidas del Cuadro 7.4 sirven para formarse una idea de los umbrales mínimos y máximos de prevalencia de la movilidad social intergeneracional en México. Con un enfoque como el de tres macroclases, en el que sólo se considera como movilidad aquélla que involucra cambios sustantivos en las oportunidades de vida, ingresos y condiciones laborales, los niveles de movilidad social se situarían entre 47% y 56% (lo que

dependerá del sexo y del conjunto nacional o de las ciudades). De esta movilidad, sólo tres cuartas partes sería ascendente, de manera que entre 36% y 44% de las personas habría experimentado movilidad ascendente con respecto a sus padres. En cambio, con un enfoque menos restrictivo como el de siete clases —en donde se reconocen diferencias jerárquicas más sutiles así como movimientos no verticales—, entre 69% y 81% habrían experimentado movilidad social. Resulta evidente que la movilidad intergeneracional de clase en México es alta, tal como lo era en los años sesenta y setenta, aunque es mucho menor la movilidad de clase que se asocia con mejoras sustantivas en las condiciones y oportunidades de vida de las personas.

7.5 EL PATRÓN DE ASOCIACIÓN ENTRE ORÍGENES Y DESTINOS DE CLASE: ¿VERTICAL O RELACIONAL?

Podría ser un error suponer que, dado que la movilidad absoluta es alta, México es una sociedad abierta, es decir, una en la que el origen de clase de las personas no influye sobre su posición social de destino. Es necesario también tomar en cuenta las oportunidades relativas de movilidad; a saber, las oportunidades que tienen las personas con distintos orígenes de clase de experimentar movilidad hacia ciertos destinos. En otras palabras, aunque las tasas de movilidad social absoluta sean altas, es posible que ciertas clases sociales se hayan beneficiado más que otras de las nuevas oportunidades de movilidad social y que así se haya generado desigualdad de oportunidades.

Para analizar este aspecto, es necesario estudiar la «movilidad relativa» o «fluidez social». Como se ha discutido ya en la introduc-

ción y la sección metodológica de este volumen, el interés de los estudios empíricos sobre movilidad intergeneracional de clase se ha orientado al análisis de la fluidez social. La utilización de modelos log-lineales permite neutralizar los efectos de los cambios en las estructuras de origen y destino sobre las tasas de movilidad y desplazar el interés hacia la intensidad «neta» de la herencia y las chances relativas de movilidad de ciertas clases frente a otras. Al conjunto de efectos relativos de herencia y movilidad observados en la tabla lo llamaremos «patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase», o simplemente «patrón de asociación» (Goodman 1979, Hauser 1978, Hout 1983).

Algunas de las preguntas que han orientado los debates contemporáneos sobre la fluidez social en la investigación comparativa internacional son las siguientes: 1) ¿cuáles son las características del patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase? 2) Una vez determinadas estas características, ¿qué tan intensa es la asociación entre orígenes y destinos? Es decir, ¿qué tanta fluidez o rigidez existe en las pautas de movilidad social? 3) ¿Existe un patrón de asociación común al conjunto de sociedades industrializadas contemporáneas? 4) ¿Es similar el nivel de fluidez social o hay sociedades que se caracterizan por ser más abiertas a la movilidad social? 5) ¿Es la fluidez constante a lo largo del tiempo o acaso existen variaciones históricas? Y en este último caso, ¿se observa una tendencia específica (por ejemplo una tendencia a la mayor fluidez social como consecuencia de procesos de modernización o industrialización)?

En este capítulo me enfoco en las preguntas 1, 2 y 5.¹⁸ Utilizo modelos de regresión log-lineal para ajustar las tablas de movilidad social del Cuadro A1. Estos modelos permiten «neutralizar» los efectos marginales y probar distintas hipótesis sobre los rasgos característicos del patrón de asociación entre los orígenes y los destinos de clase. Primero analizo la tabla de movilidad para los varones en el conjunto nacional. Más adelante analizaré la tabla de movilidad de las mujeres.

El Cuadro 7.5 presenta las medidas de bondad de ajuste de diez modelos log-lineales aplicados a la tabla de movilidad social masculina. Las medidas de bondad de ajuste (devianza o G^2 , BIC e índice de disimilitud) nos indican en qué medida el modelo sugerido ajusta o no apropiadamente los datos de la tabla.¹⁹ Estos diez modelos pueden separarse analíticamente en cinco bloques. El primero incluye sólo al modelo de independencia (modelo 1). Éste postula que no existe asociación entre las clases de los padres (orígenes) y los hijos (destinos), situación que es muy poco probable, pero que nos permite fijar una base de comparación a partir de la cual es posible evaluar la bondad de ajuste de los otros modelos. Las medidas de bondad de ajuste confirman que este modelo genera un ajuste pobre de los datos de la tabla. El índice de disimilitud nos indica que bajo la hipótesis de independencia erramos en predecir el patrón de herencia/movilidad en 19.9% de los casos.

18 Las preguntas 3 y 4 se trabajan en el capítulo 3, en el que se realiza un análisis comparativo entre países.

19 Para mayor referencia sobre las propiedades de las medidas de bondad de ajuste, ver el capítulo 2.

CUADRO 7.5
BONDAD DE AJUSTE DE MODELOS LOGLINEALES DE MOVILIDAD SOCIAL.
HOMBRES ENTRE 25 Y 64 AÑOS, MÉXICO

MODELO	G ²	G. L.	BIC	ÍNDICE DE DISIMILITUD (%)
1. INDEPENDENCIA	1358.8	36	1060.8	19.9
2. DIAGONAL PRINCIPAL	714.4	35	424.7	16.6
3. CUASI-INDEPENDENCIA	399.7	29	159.7	8.7
4. CUASI-INDEPENDENCIA CON ESQUINAS CRUZADAS	192.2	27	-31.3	6.6
5. CUASI-INDEPENDENCIA, ESQUINAS CRUZADAS Y CORTO ALCANCE	188.4	26	-26.8	6.3
6. CUASI-INDEPENDENCIA + ASOCIACIÓN UNIFORME	202.7	28	-29.1	6.2
7. CUASI-INDEPENDENCIA + LINEAR-BY-LINEAR POR INGRESOS Y ESCOLARIDAD	199.0	27	-24.5	6.1
8. CUASI-INDEPENDENCIA + CRUCES*	135.4	25	-71.6	4.7
9. «CASMIN» DE ERIKSON Y GOLDTHORPE	129.3	28	-102.5	5.9
10. «CASMIN» MODIFICADO	113.3	28	-118.5	4.4

* Se excluyen los parámetros para la herencia de las clases I+II y VIIb, que son algebraicamente equivalentes a los parámetros de cruces entre I+II y IIIab y IVc y VIIb, respectivamente, y por tanto resultan redundantes (Grusky y Hauser 1984).

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la EMOVI-2011.

El segundo bloque incluye los modelos 2 y 3. Éstos parten del supuesto de que el patrón de asociación en la tabla se rige por dos procesos, uno sistemático y otro aleatorio: el proceso sistemático es la herencia, que genera concentración de casos en la diagonal principal de la tabla y tiene una intensidad similar para cada clase (modelo de «diagonal principal») o específica por clase (modelo

de «cuasi-independencia»). El proceso aleatorio determina la asignación de casos fuera de la diagonal principal. Postular que se trata de un proceso aleatorio implica que, fuera de la diagonal principal, existe independencia estadística entre orígenes y destinos, de ahí el término «cuasi-independencia» (Hout 1983).

Con respecto al modelo 1, los modelos 2 y 3 presentan mejoras sustantivas en la bondad de ajuste. En el modelo 2 (diagonal principal) la G^2 se reduce prácticamente a la mitad con respecto al modelo 1 (de 1,359.0 a 714.6), y el índice de disimilitud se reduce a 16.6%. En otras palabras, existe una mayor propensión a la herencia de clase que a la movilidad, por lo que al dar cuenta de la herencia, mejora la capacidad predictiva del modelo con respecto al que postula la total independencia estadística (modelo 1). En el modelo de cuasi-independencia (modelo 3), las mejoras son mucho mayores; incluso con respecto al modelo 2. La devianza se reduce a 399.9, el BIC baja a 159.8, y el índice de disimilitud se ubica en 8.7%. Por tanto, podemos concluir que la fuerza de la herencia no es uniforme, sino que varía entre las clases sociales.

El tercer bloque (modelos 4 y 5) se asemeja al anterior en el componente sistemático de herencia: mantiene los parámetros para modelar las celdas de la diagonal principal. La diferencia es que abandona al supuesto de aleatoriedad fuera de la diagonal principal. El modelo 4 (esquinas cruzadas) incluye parámetros que conjeturan la existencia de una propensión mayor a la movilidad de corto alcance en los extremos de la jerarquía de clases, es decir, entre la clase de servicios (I+II) y la clase no manual de rutina (IIIa+b), así como entre las clases agrícolas (IVc y VIIb). El modelo 5 (esquinas cruzadas y corto alcance) agrega a lo anterior una tendencia a la movilidad de corto alcance en las clases intermedias.

En comparación con el modelo de cuasi-independencia, el modelo de esquinas cruzadas produce mejoras sustantivas (devianza 192.3, BIC -31.2, e índice de disimilitud 6.6%). Existe, por lo tanto, una tendencia a la movilidad de corto alcance entre las clases ubicadas en la cima y base de la jerarquía ocupacional. En contraste, el modelo 5 no produce mejoras sustantivas con respecto al modelo 4: la devianza se reduce pero no de forma estadísticamente significativa ($192.3 - 188.6 = 3.1$, que con un grado de libertad corresponde a una $p > 0.05$), el BIC se incrementa a -26.2, y el índice de disimilitud apenas se reduce en una centésima (de 6.3% a 6.2%). Esto nos sugiere que la propensión a la movilidad de corto alcance es exclusiva de las clases ubicadas en la cima y la base de la estratificación social, y no de las clases intermedias.

Los modelos de los bloques cuarto y quinto prueban hipótesis más complejas. De hecho, estos bloques podrían considerarse como representativos de dos perspectivas antagónicas sobre el patrón de movilidad social predominante en las sociedades contemporáneas (Hout y DiPrete 2006). Una de estas perspectivas, representada por los modelos 6 a 8 (bloque 4), sostiene que la propensión a la movilidad social entre cualesquiera pares de clases depende de la distancia que las separa en una o varias escalas verticales (Hauser 1984, Ganzeboom et al. 1989, Hout y Hauser 1992). En términos sustantivos, esto implica que la dimensión jerárquica de la estructura de clases es el componente central del régimen de movilidad social y, por consiguiente, de la distribución de casos en las celdas fuera de la diagonal principal de la tabla.

La otra perspectiva, representada en los modelos 9 y 10 (bloque 5), parte del supuesto de que la propensión a la movilidad entre las clases sociales se funda no sólo en las distancias ver-

ticales, sino también en criterios más específicos de corte relacional. En otras palabras, ciertas características estructurales (como el tipo de relaciones laborales que predominan al interior de cada clase y entre ellas, la estructuración de los mercados de trabajo en grandes sectores económicos, y las persistentes fronteras sociales entre las clases agrícolas y no agrícolas) deben considerarse al moldear el patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase.

La versión más elaborada de esta perspectiva es la que han propuesto Erikson y Goldthorpe (1992) en su estudio sobre la movilidad social en las sociedades industrializadas contemporáneas. En el modelo CASMIN incluyen un conjunto de coeficientes que buscan justamente reflejar los efectos estructurales referidos. El modelo CASMIN (modelo 9 en nuestra lista) incluye ocho parámetros: dos para los efectos de jerarquía, tres para los efectos de herencia, uno para el sector de actividad, y dos para efectos específicos de afinidad (positiva o negativa) entre ciertas clases. El modelo «CASMIN modificado» (modelo 10) es una variante que proponemos a la versión original y que describiremos un poco más adelante.

Entonces, el patrón de asociación entre orígenes y destinos de clase en México, ¿se determina por atributos estrictamente jerárquicos o es necesario introducir elementos adicionales, tal como los plantea el modelo CASMIN? ¿Es posible identificar si uno u otro enfoque es más útil para describir el patrón de fluidez social en México?

Comencemos por los resultados de los modelos verticales (bloque 4). El modelo 6 («cuasi-independencia + asociación uniforme») introduce una escala jerárquica con distancias uniformes entre las clases y asume que la propensión a la movilidad entre las

clases depende de su distancia en esta escala.²⁰ Este modelo produce mejores resultados que el de cuasi-independencia (modelo 3), pero no tiene una bondad de ajuste claramente superior a la del modelo de esquinas cruzadas (modelo 4).²¹ En este sentido, el primero de los modelos verticales no aporta mayor poder explicativo que los modelos más simples.

El modelo 7 (cuasi-independencia + *linear-by-linear* por ingresos) supone que, en lugar de una distancia uniforme, la brecha entre las clases se determina por las diferencias en los ingresos promedio de los miembros de cada clase.²² El modelo mejora ligeramente en el índice de disimilitud (5.6%), pero no en el BIC. Hemos ensayado variantes a este modelo (que no se muestran en el cuadro) en las que usamos otras escalas de ingresos, escalas de niveles medios de escolaridad, combinaciones de ingresos y escolaridad y el puntaje ISEI.²³ Los resultados son similares o de menor bondad de ajuste a los del modelo 7. En este sentido, parecería

20 El ordenamiento jerárquico de las clases corresponde al que hemos utilizado en los cuadros previos, con la clase I+II con un valor de 1 en la escala, la clase IIIa+b el valor 2, y así hasta llegar a la clase VIIb con un valor de 7.

21 El índice de disimilitud se reduce ligeramente (de 6.6% a 6.2%), pero el BIC es mayor en el modelo 6. La devianza no es apropiada para contrastar la bondad de ajuste debido a que los modelos 5 y 7 no están anidados (Long y Freese 2006).

22 Estas brechas corresponden a la mediana del ingreso *per capita* del hogar para 1992 en el caso de los padres y para 2012 en el de los hijos (Cuadro 7.3).

23 El ISEI es un índice internacional de estatus ocupacional elaborado por Ganzeboom y Treiman (1996). Éste se ha utilizado ampliamente en la investigación comparativa internacional sobre estratificación social.

que si existe un orden jerárquico que determina la propensión a la movilidad entre las clases, éste puede representarse tan apropiadamente con una simple escala uniforme como con escalas más complejas basadas en las brechas de ingresos y escolaridad.

El modelo 8 (cuasi-independencia + cruces) es distinto a los dos modelos anteriores en el hecho de que no asume *a priori* un valor para la distancia entre las clases, sino sólo un orden jerárquico entre ellas. Una vez definido ese orden jerárquico, el modelo postula que la movilidad entre las clases será menos probable en tanto esta movilidad implique dar «saltos» de mayor longitud entre la clase de origen y la de destino. Así, por ejemplo, si asumimos que los supuestos del modelo son válidos, la movilidad entre las clases extremas I+II y VIIb sería la menos probable, ya que implicaría cruzar las seis barreras que se interponen entre estas dos clases dado el orden jerárquico predefinido.²⁴ El hecho de que el modelo estime cuál es la magnitud de las barreras para cada cruce, lo hace más flexible que los modelos precedentes, ya que la distancia entre las clases se optimiza en la estimación y no es un valor fijo establecido con anterioridad. Al aplicar este modelo, encontramos que ajusta los datos de forma significativamente mejor que todos los modelos precedentes: la devianza se reduce a 135.5 (frente a 188.6 del modelo 5), el BIC se reduce a -71.4 (contra -29.0 en el modelo 6), y el índice de disimilitud baja por primera vez a menos de 5% (4.7%, frente a 5.6% del modelo 7).

En resumen, los resultados de este bloque de modelos reve-

24 Estas barreras corresponderían a los cruces entre las clases VIIb-IVc, IVc-VIIa, VIIa-v+VI+VI, v+VI-IVa+b, IVa+b+IIIa+b, y IIIa+b-I+II.

lan que los intentos por identificar una dimensión jerárquica de la movilidad a partir de un criterio predeterminado de distancias uniformes (modelo 6) o escalas basadas en los ingresos (modelo 7) producen resultados mediocres. En cambio, cuando se mantiene el supuesto de un orden jerárquico pero se permite que el propio modelo ajuste la escala de distancias (modelo 8), los resultados mejoran ostensiblemente. Así, resulta plausible lograr una buena representación del patrón de asociación entre orígenes y destinos basada, por un lado, en la fuerza diferencial en la herencia; por otro, en un orden jerárquico entre las clases como determinante de la movilidad, aunque no logremos identificar aún con claridad qué es lo que define las distancias sociales en la jerarquía de clases.

El quinto bloque incluye las dos versiones del modelo CASMIN. La versión original (modelo 9) presenta mejoras sustantivas con respecto a los modelos de los bloques 1 a 3. El BIC también mejora respecto a los modelos 6 y 7 del bloque 4, aunque el índice de disimilitud tiene niveles similares. Con respecto al modelo de cruces (modelo 8) el BIC del modelo 9 también es más bajo, debido a que el modelo 8 es «penalizado» por el uso de más parámetros. No obstante, el índice de disimilitud sugiere que el modelo 8 tiene una mejor bondad de ajuste (4.7% frente a 5.9%).

Estos resultados invitan a revisar la especificación del modelo CASMIN y realizar alguna adaptación al caso mexicano. Aquí propongo dos modificaciones. La primera consiste en corregir a la baja la posición jerárquica de los trabajadores agrícolas por cuenta propia (IVc) para que ésta sea más cercana a la de los asalariados agrícolas (VIIb).²⁵ La segunda propuesta es retirar el supuesto de

25 En su modelo, calibrado para países europeos, Erikson y Goldthorpe

que la clase de pequeños propietarios no agrícolas (Iva+b) presenta niveles de herencia tan altos como los de la clase de servicios y las clases agrícolas, lo cual lleva a modificar los parámetros de herencia del modelo; específicamente el parámetro de herencia 2. En conjunto, estas propuestas implican que cuatro de los ocho parámetros del modelo original se modifiquen (jerarquía 1, jerarquía 2, herencia 2 y herencia 3), y que tengan un diseño como el que se presenta en el Cuadro 7.A2 del Anexo.

Cuando se introducen estas modificaciones (modelo 10), la mejora en la bondad de ajuste es sustantiva. El índice de disimilitud se reduce a 4.4%, el BIC a -118.4 y la G^2 a 113.4. Esta versión modificada del modelo CASMIN ajusta los datos de la tabla de manera ligeramente mejor que el modelo de cruces, que es el candidato más destacado en la familia de modelos estrictamente jerárquicos que probamos en nuestro análisis.

Parece entonces que tanto el modelo de cruces —es decir, un modelo que supone que la movilidad está regulada estricta-

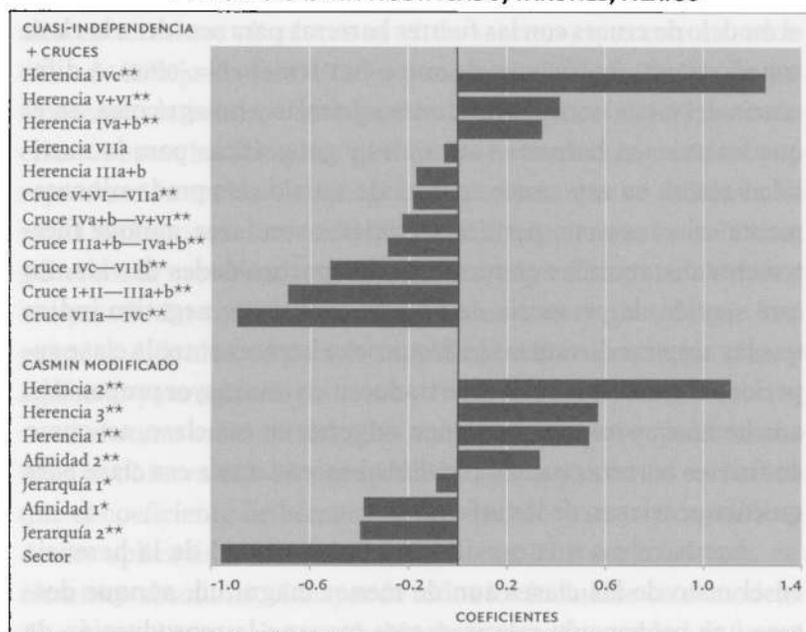
asignan a esta clase una posición jerárquica más cercana a la de la «pequeña burguesía» (Iva+b) que a la de los asalariados agrícolas (VIIb). Esto podría tener sentido cuando se piensa en los *farmers* de países industrializados (aunque Hout y Hauser (1992) plantean dudas a este respecto), pero no en una sociedad como la mexicana, en la que la mayoría de los miembros de la clase IVc son campesinos con grandes carencias socioeconómicas (ver Cuadro 2), que alternan la producción para el autoconsumo con actividades agrícolas comerciales de baja productividad. Podemos concluir entonces que en el contexto de México, las clases IVc y VIIb tienen una posición jerárquica inferior a las otras clases no agrícolas, lo cual nos lleva a modificar los parámetros de jerarquía y herencia del modelo CASMIN original.

mente por las distancias jerárquicas entre las clases— como el modelo «CASMIN modificado» representan de manera adecuada el patrón de fluidez social en la tabla de movilidad de varones en México. Aquí es importante recordar que existen algunos rasgos comunes entre ambos modelos. Los dos modelos incluyen parámetros de herencia para la diagonal de la tabla. El modelo «CASMIN modificado» incluye parámetros de jerarquía que se asemejan a los parámetros de cruces, aunque restringidos a la movilidad entre macroclases. También es cierto que el modelo «CASMIN modificado» incluye un parámetro para las barreras sectoriales a la movilidad entre clases agrícolas y no agrícolas, el cual podría considerarse también como un parámetro de jerarquía. En este sentido, más que intentar resolver la cuestión de si existe un patrón estrictamente jerárquico o no, es importante resaltar los rasgos comunes de ambos modelos, pues ello nos permite acercarnos por dos vías diferentes al «genotipo» del patrón de fluidez social en el México contemporáneo.

Estos rasgos comunes son: a) una «herencia diferencial» que define tasas distintas de reproducción entre las clases sociales; b) un fuerte componente jerárquico en la movilidad social, que dificulta la movilidad en la medida en que se incrementa la distancia social entre las clases; y c) ciertos efectos «relacionales» que van más allá de las distancias jerárquicas y que también afectan las probabilidades de movilidad entre determinadas clases.

Estos rasgos pueden analizarse más a detalle al revisar los coeficientes de los modelos de «cuasi-independencia + cruces» y «CASMIN modificado» (Gráfica 7.1). El signo del coeficiente indica si el efecto es positivo o negativo. Con respecto al modelo de cruces, los mayores coeficientes son los que involucran a las clases

GRÁFICA 7.1
COEFICIENTES DE LOS MODELOS DE CRUCES
Y MODELO CASMIN MODIFICADO, VARONES, MÉXICO



* Significativo con $p < 0.1$, ** Significativo con $p < 0.05$

Fuente: Estimación propia a partir de los modelos que se presentan en el Cuadro 7.5.

agrícolas. El mayor coeficiente en términos absolutos corresponde a la herencia en la clase IVC (1.25). A éste sigue un coeficiente negativo para el cruce entre VIIA y IVC (-0.90), que nos habla de la dificultad para pasar la barrera entre clases agrícolas y no agrícolas. Como vimos en la sección previa, la movilidad absoluta entre clases agrícolas y no agrícolas era alta. Este resultado nos revela que, si se descuentan los efectos del cambio en la estructura de clases, la

herencia relativa en las clases agrícolas y las distancias jerárquicas entre las clases agrícolas y no agrícolas aún son muy significativas.

Un segundo componente jerárquico de gran importancia en el modelo de cruces son las fuertes barreras para acceder a la clase superior (I+II) (coeficiente de cruce I+II-IIIa+b, $b = -0.69$). A diferencia del cruce entre ocupaciones agrícolas y no agrícolas, en el que intervienen barreras sectoriales y geográficas para la movilidad social, en este cruce se trata de actividades predominantemente urbanas y con perfiles sectoriales similares, aunque fuertemente distanciadas en términos de oportunidades de vida. En este sentido, la presencia de un alto coeficiente negativo indica que las amplias distancias jerárquicas existentes entre la clase superior y el resto de las clases se traducen en una mayor propensión a la herencia para quienes tienen orígenes en esa clase, así como en fuertes barreras para la movilidad ascendente a esa clase para quienes provienen de las inferiores.

Las barreras a la movilidad y la intensidad de la herencia en el resto de las clases son de menor magnitud, aunque destaca una propensión relativamente mayor a la reproducción de clase para los trabajadores manuales de alta calificación (V+VI) ($b = 0.42$) y los trabajadores independientes (IVa+b) ($b = 0.43$). Asimismo hay una barrera importante a la movilidad entre las clases agrícolas (coeficiente de cruce IVC-VIIb, $b = -0.52$). Esto último sugiere que si bien existe afinidad sectorial y geográfica entre las clases IVC y VIIb, la movilidad entre ellas es poco frecuente. Lo anterior puede deberse a que aquello que separa a una clase de la otra sea la propiedad de la tierra, un recurso que suele transferirse por vías de herencia y al cual los jornaleros agrícolas tendrían difícil acceso.

Los coeficientes del modelo «CASMIN modificado» revelan un patrón análogo al modelo de cruces en lo que respecta a la movilidad de las clases agrícolas. El segundo coeficiente más alto en términos absolutos es el de «sector», que con un valor de -0.96 refleja las dificultades para la movilidad a través de las fronteras sectoriales entre las dos clases agrícolas y el resto de ellas. A estas barreras hay que sumar la tendencia a una mayor reproducción en las clases agrícolas, misma que se refleja en la suma de los coeficientes de herencia 1, que denota la tendencia general a la movilidad, y de herencia 3, específica para las clases IVC y VIIb. En conjunto, ambos coeficientes reafirman que hay grandes dificultades para la movilidad relativa entre las clases agrícolas y no agrícolas.

Así como en el modelo de cruces, en la clase superior también se observa una alta propensión a la herencia. Se recordará que el coeficiente de herencia 2 del modelo «CASMIN modificado» se aplica únicamente a la clase I+II. Este coeficiente es, en términos absolutos, el mayor de todos los incluidos en el modelo ($b = 1.11$). Lo anterior nos habla de la gran intensidad de la reproducción de clase en la cima de la jerarquía social. Si a esto sumamos las barreras jerárquicas a la movilidad que involucran a la clase I+II (coeficiente HE2), los resultados del «modelo CASMIN» modificado en mucho coinciden con los del modelo de cruces, en tanto revelan la amplia distancia jerárquica entre la clase I+II y el resto. Lo expuesto obstaculiza la fluidez entre la cima y el resto de la estructura social.

Hay otros efectos estadísticamente significativos en el modelo

«CASMIN modificado»,²⁶ pero éstos son de mucha menor magnitud. Podría concluirse entonces que lo predominante en el patrón de asociación entre orígenes y destinos es, además de una propensión a la herencia general que se acentúa en la clases de servicios (I+II) y las clases agrícolas (IVc y VIIb), un patrón jerárquico que reduce la permeabilidad social entre las clases agrícolas y no agrícolas, así como entre la clase superior y el resto de las clases sociales.

7.6 ¿HACIA UNA MENOR FLUIDEZ SOCIAL?

Entre los diez modelos probados en la sección previa, el modelo de «cuasi-independencia + cruces» y el modelo «CASMIN modificado» presentaron la mejor bondad de ajuste. Si se adoptan estos modelos como referente, ¿es posible identificar una tendencia histórica de mayor apertura o cierre en la movilidad social? ¿Ha cambiado la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos de clase?

Cabe recordar que ésta ha sido una de las preguntas centrales de los estudios sobre movilidad social realizados en México a partir de finales de los años noventa. Con metodologías variadas y referencias a distintos entornos geográficos, muchas de estas investigaciones sostienen que, como resultado de la crisis y reestructuración económica de los años ochenta y noventa, se incrementó la rigidez en el régimen de movilidad social. En otras palabras, se amplió la brecha en las oportunidades relativas de movilidad social entre las distintas clases sociales.

26 Entre estos efectos destaca la propensión a la herencia general (herencia 1) y la mayor propensión relativa a la afinidad entre ciertas clases (afinidad 2).

Para revisar esta cuestión, contrasto las tablas de movilidad social de tres cohortes de nacimiento. La mayor, compuesta por quienes nacieron entre 1947 y 1966 y tenían entre 45 y 64 años al momento de la encuesta, pasó sus años de formación escolar e inicio laboral durante el periodo sustitutivo de importaciones, y consolidó su trayectoria laboral en condiciones mixtas (una parte hacia el final de la sustitución de importaciones y otra en la crisis de los ochenta). La cohorte intermedia (nacida entre 1967 y 1981 y con 30-44 años al momento de la encuesta), experimentó los efectos de la crisis económica de los ochenta más de cerca, pues al iniciar la crisis (1982), muchos de sus miembros estaban en la primera infancia, en la escuela, o apenas iniciaban su trayectoria laboral. Finalmente, la cohorte más joven (1982-1986, 25-29 años al momento de la encuesta) ha experimentado de lleno las condiciones económicas y sociales del periodo de reestructuración y reforma económica que siguió a la crisis de los ochenta.

Analizo los patrones de movilidad en las tres cohortes mediante la aplicación del modelo UNIDIFF (Xie 1992, Pisati 2012). Como se explica en el capítulo metodológico, el modelo UNIDIFF es una variante de los modelos log-lineales en la que se incluye una tercera dimensión o variable: en este caso la cohorte de nacimiento. Este modelo permite resumir en un coeficiente único (Φ) las variaciones en la intensidad global de la asociación entre orígenes y destinos en las distintas cohortes. Por lo tanto, el valor del coeficiente Φ puede revelar si la magnitud neta de la asociación entre orígenes y destinos de clase se incrementó, decreció, o permaneció constante entre las tres cohortes de nacimiento.

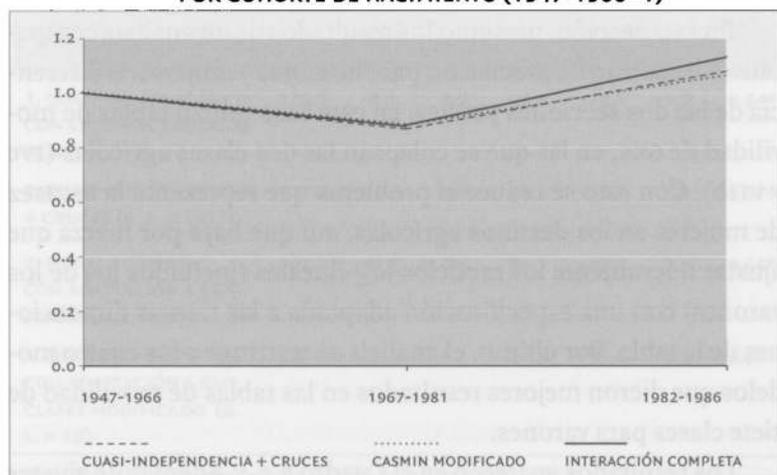
En la Gráfica 7.2 presento los coeficientes Φ por cohorte para los dos patrones de asociación ya referidos («cuasi-independen-

cia + cruces» y «CASMIN modificado»), así como para un modelo de «interacción completa»; es decir, un modelo en el que se introducen coeficientes individuales para todas las celdas de la tabla. Los niveles y tendencias son similares en los tres patrones, un indicador de la robustez del ejercicio. Sin embargo, los resultados no producen una tendencia unívoca en el tiempo. Entre la cohorte 1947-1966 y 1967-1981 se presenta una leve caída del valor de Φ . Aunque esto implicaría un relajamiento de la asociación entre orígenes y destinos de clase, tal reducción no es estadísticamente significativa en ninguno de los tres modelos, por lo que se puede asumir que no hay diferencias sustantivas entre la cohorte mayor y la intermedia.

En cambio, entre la cohorte 1967-1981 y 1982-1986 se presenta un incremento sustantivo en el valor de los coeficientes Φ , que incluso supera los valores observados en la cohorte mayor. A diferencia de lo ocurrido entre las dos primeras cohortes, en este caso el incremento sí es estadísticamente significativo, de manera que los resultados apuntan hacia un aumento en la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos de clase para la cohorte más joven.

En resumen y aunque la evidencia no sea concluyente, los resultados indican que no existen cambios hacia la mayor fluidez en la movilidad social en México. Por el contrario, es probable que nos encontremos ante una tendencia a la mayor rigidez en la cohorte más joven, es decir, entre quienes nacieron durante la crisis económica y crecieron a la sombra de los procesos de cambio estructural que ha experimentado el país desde la segunda mitad de la década de los ochenta.

GRÁFICA 7.2
COEFICIENTES Φ DE MODELOS «UNIDIFF»
POR COHORTE DE NACIMIENTO (1947-1966=1)



7.7 MAYOR FLUIDEZ PARA LAS MUJERES **¿MAYOR MOVILIDAD SOCIAL?**

En la sección 7.4 vimos que las tasas de movilidad intergeneracional absoluta son mayores para las mujeres que para los varones. Esto se debe a que la segregación ocupacional por género produce diferencias en la distribución ocupacional de las mujeres con respecto a los hombres, lo cual lleva a que se observe una mayor movilidad intergeneracional cuando se compara a las hijas (mujeres) con sus padres (varones). Ahora bien, si se controlan los efectos de la segregación ocupacional sobre las distribuciones marginales, ¿existen otras diferencias en el patrón de movilidad de hombres y mujeres? ¿O es el patrón de asociación el mismo para ambos

sexos? ¿En qué medida los destinos de las mujeres se encuentran más o menos ligados a los orígenes en relación con lo que ocurre con los hombres?

En esta sección, presento los resultados de un análisis comparativo del patrón de asociación para hombres y mujeres. A diferencia de las dos secciones previas, en este caso utilizo tablas de movilidad de 6x6, en las que se colapsan las dos clases agrícolas (IVc y VIIB). Con esto se reduce el problema que representa la escasez de mujeres en los destinos agrícolas, aunque haya por fuerza que ajustar nuevamente los modelos log-lineales (incluidos los de los varones) con una especificación adaptada a las nuevas dimensiones de la tabla. Por último, el análisis se restringe a los cuatro modelos que dieron mejores resultados en las tablas de movilidad de siete clases para varones.

Los resultados aparecen en el Cuadro 7.6.²⁷ Además de ajustar los modelos por separado para cada sexo, calculé modelos log-lineales UNIDIFF que permiten contrastar la intensidad de la asociación global entre orígenes y destinos de clase para hombres y mujeres. Si bien entre los hombres el modelo «CASMIN modificado» produce la mejor bondad de ajuste, esto no es tan claro para las mujeres. En efecto, el «CASMIN modificado» presenta el BIC más bajo, pero el índice de disimilitud es menor para el modelo de «cuasi-independencia + cruces» (6.2% frente a 6.9%).

27 Además de comparar la bondad de ajuste para cada modelo, se calcularon modelos log-lineales UNIDIFF que permiten contrastar la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos de clase para hombres y mujeres.

CUADRO 7.6
BONDAD DE AJUSTE DE MODELOS LOG-LINEALES DE MOVILIDAD DE CLASE
PARA HOMBRES Y MUJERES

MODELO	HOMBRES			MUJERES			$\Phi / 2$
	G ²	BIC	DIS. (%)	G ²	BIC	DIS. (%)	
1. CUASI-INDEPENDENCIA CON ESQUINAS CRUZADAS (G. L. = 17)	132.1	-8.6	4.9	98.4	-28.3	7.3	0.64*
2. CUASI-INDEPENDENCIA + CRUCES (G. L. = 16) /1	112.0	-20.5	4.3	85.2	-34.1	6.2	0.67*
3. MODELO CASMIN CON ADAPTACIÓN A SEIS CLASES (G. L. =18)	107.2	-41.8	4.8	94.5	-39.7	7.4	0.64*
4. MODELO CASMIN CON ADAPTACIÓN A SEIS CLASES MODIFICADO (G. L. = 18)	92.7	-56.4	4.1	88.5	-45.8	6.9	0.65*

/1 Se excluyen los parámetros para la clases en las esquinas de la tabla, ya que son algebraicamente equivalentes a los parámetros de cruces entre estas clases y el resto de las clases y por lo tanto son estadísticamente redundantes (Grusky y Hauser 1984).

/2 Parámetro del modelo unidiff que contrasta la intensidad global de la asociación para hombres y mujeres (hombres=1). «*» indica que las diferencias entre hombres y mujeres son estadísticamente significativas con $p < 0.05$.

Fuente: Estimaciones propias a partir de los datos de la EMOVI-2011.

Otra diferencia importante es que en todos los modelos la bondad de ajuste es considerablemente menor para las mujeres que para los varones. Incluso en el modelo de cruces, que presenta el índice de disimilitud más bajo para las mujeres, las diferencias son amplias (4.3% para los hombres frente a 6.2% para las mujeres). Esto, aunado a que no existe una clara coincidencia en los modelos que ajustan mejor para hombres y mujeres, nos sugiere que hay rasgos del patrón de asociación de las mujeres que no se

captan apropiadamente en la serie de modelos utilizados para caracterizar la movilidad masculina.

A pesar de lo anterior, hay un aspecto en el que los resultados son claros: la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos de clase es mucho menor para las mujeres. Independientemente del patrón de asociación utilizado, el coeficiente Φ derivado de los modelos UNIDIFF se reduce en alrededor de 35% para las mujeres con respecto a los varones. Este resultado es consistente con estudios previos realizados en México (Solís y Cortés 2009).

En resumen, el análisis comparativo de las tablas de movilidad de hombres y mujeres revela que, además de experimentar mayores tasas de movilidad absoluta, las mujeres presentan rasgos en su patrón de asociación que no logran captarse adecuadamente con los modelos típicamente utilizados para los varones. Esto por sí mismo llama a la necesidad de profundizar en el análisis de la movilidad de las mujeres. Por otra parte y a pesar de la indeterminación recién señalada, una característica que resalta en el patrón de movilidad de las mujeres es que, en comparación con los varones, la asociación neta entre orígenes y destinos de clase es considerablemente más débil.

Si la clase social de origen no tiene un peso tan importante, ¿qué otros factores influyen sobre los destinos de clase de las mujeres? El análisis de la tabla de movilidad social es insuficiente para responder a esta pregunta. No obstante, sirve para destacar la necesidad de avanzar en estudios más detallados del proceso de logro ocupacional de las mujeres. Una agenda de investigación futura debe, en primer lugar, tomar en cuenta los factores de selección y autoselección que hacen a ciertas mujeres participar en el mercado de trabajo y a otras no. Pero un análisis de movilidad social

de las mujeres debe ir más allá de los estudios tradicionales sobre participación laboral femenina, pues se requiere entender no sólo la selectividad de la participación, sino también cómo diversos factores (la clase de origen, las relaciones de parentesco, la selección de pareja, la escolaridad, etc.) determinan de forma particular la inserción de clase de varones y mujeres. Lo anterior imprime pautas específicas en la movilidad intergeneracional femenina.

7.8 SIETE CONCLUSIONES SOBRE LA ESTRATIFICACIÓN Y LA MOVILIDAD DE CLASE EN MÉXICO

En este trabajo recorrí un amplio abanico de temas relacionados con la estratificación y la movilidad de clase en el México contemporáneo. Luego de una reseña de los estudios clásicos y contemporáneos, he revisado empíricamente las tendencias más recientes en la estructura de clases, la asociación entre pertenencia de clase y oportunidades de vida, los patrones de movilidad intergeneracional absoluta y relativa, y ciertos aspectos de la movilidad intergeneracional de las mujeres. A partir de estos análisis, derivo siete conclusiones sobre la estratificación y movilidad de clase en el México contemporáneo.

1. *Persisten las distancias sociales entre las clases*

Las clases sociales, entendidas como conjuntos de ocupaciones con posiciones similares en el mercado de trabajo, son todavía un eje estructurante de la desigualdad en ingresos, las condiciones laborales, y las oportunidades de vida. A pesar de que en los últimos años se observa una tendencia general a la precarización de los mercados de trabajo, esta precarización no ha diluido las fron-

teras entre las clases sociales. De hecho, podría afirmarse que los procesos de precarización reproducen las brechas sociales entre las clases, en tanto el riesgo de precarización varía significativamente entre ellas. Se aprecia también una fuerte y persistente asociación entre la pertenencia de clase y la incidencia de la pobreza. En este sentido, el análisis de la estratificación y movilidad intergeneracional de clase es fundamental para entender las raíces estructurales de la desigualdad social y la pobreza, así como su persistencia a lo largo del tiempo.

2. Estancamiento en la estructura de clases ¿barreras futuras a la movilidad estructural?

La estructura de clases en México se ha mantenido sin cambios sustantivos en el periodo más reciente, o cuando menos cambia a un ritmo menor al observado durante la sustitución de importaciones (nuestros datos son para el periodo 1995-2011, pero el estancamiento quizás se remonte a inicios de los años ochenta). Esto no significa que se haya alcanzado el «punto de llegada» de la gran transformación estructural que inició con la industrialización en la década de los cuarenta y continuó con la expansión del sector servicios a partir de los sesenta. De hecho, al comparar con países industrializados (ver el capítulo 3 de este libro), encontramos que el volumen de la clase de servicios (I+II) y la clase obrera calificada (V+VI) es relativamente bajo. Por lo anterior se puede deducir que no se ha alcanzado el máximo potencial en la generación de oportunidades laborales en posiciones calificadas manuales y no manuales. La realidad, sin embargo, es que durante las tres últimas décadas no se han dado las condiciones económicas y sociales que favorezcan la creación de tales oportunidades.

De prolongarse esta situación, las condiciones estructurales para la movilidad de clase serán menos favorables en el futuro cercano de lo que han sido hasta ahora. Esto tiene implicaciones importantes en términos de política pública. Si se pretende generar condiciones propicias para la movilidad social, es necesario poner el acento no sólo en la creación de puestos de trabajo, sino también en que éstos sean de calidad. No basta —como en algún momento se postuló al promover programas de formación de capital humano como Progreso-Oportunidades— con incrementar la escolaridad de los hijos de familias pobres. Incluso una población más educada enfrentará obstáculos si no se generan las condiciones estructurales propicias para su movilidad de clase (Yaschine 2012).

3. Movilidad individual más allá del cambio estructural

Los estudios de movilidad de los años setenta muestran que un rasgo característico del periodo sustitutivo de importaciones fueron las altas tasas de movilidad absoluta. La mayoría de las personas experimentaban movilidad de clase con respecto a sus padres, y esta movilidad era predominantemente ascendente. Esto se atribuyó, entre otras cosas, a los cambios en la estructura de clases asociados con la industrialización y la urbanización.

Los datos para 2011 revelan, tal como lo han hecho varios estudios realizados en la última década, que las tasas de movilidad absoluta intergeneracional en México aún son altas. La persistencia de las altas tasas de movilidad se explica en alguna medida por el remanente de las transformaciones en la estructura de clases previas a la década de los ochenta. Pero esta explicación no es suficiente. Las tasas de movilidad absoluta son mucho mayores a las que se esperarían si el cambio en la estructura de clases fuese

el único determinante de la movilidad. Esto revela que una parte importante de la movilidad social intergeneracional no se vincula directamente con los cambios globales en la estructura de clases, sino con otros factores que condicionan la circulación de las personas entre las clases.

Lo anterior abre la puerta a una serie de interrogantes de investigación que, dados los alcances de este trabajo, no podemos responder aquí: ¿qué otros factores inciden sobre las oportunidades de movilidad a escala individual? ¿Cuál es el papel de la escolaridad y el acceso al capital social, por mencionar dos de los factores más frecuentemente mencionados en la bibliografía? ¿Hasta qué punto la movilidad es también el resultado de la conjugación de esfuerzos y talentos individuales, que se distribuyen de forma relativamente independiente de los orígenes de clase? Evidentemente, es necesario avanzar hacia un análisis «más allá de la tabla de movilidad social» para intentar responder estas preguntas.

4. Gran parte de la movilidad de clase es movilidad «de corto alcance»

Las altas tasas de movilidad intergeneracional de clase reportadas en este capítulo contrastan con la perspectiva que se tiene de México: una sociedad cerrada, en la que una amplia franja de la población no logra escapar de una situación socioeconómica apremiante, mientras que un grupo mucho más selecto de familias ocupa una posición privilegiada y logra mantener sus ventajas comparativas a lo largo del tiempo. ¿Sugerirían entonces nuestros resultados que la sociedad mexicana no es en realidad tan rígida en sus patrones de movilidad social?

Para responder a esta pregunta es necesario considerar al menos dos cuestiones. La primera es que resulta más apropiado eva-

luar la fluidez o rigidez de un régimen de estratificación social mediante el uso de medidas de movilidad relativa en lugar de las tasas de movilidad absoluta. La segunda es que una fracción considerable de la movilidad absoluta consiste en movilidad «de corto alcance», es decir, movilidad entre clases con probabilidades de acceso a oportunidades de vida similares. Aunado a lo anterior, una parte de la movilidad observada tiene un sentido descendente.

Si consideramos sólo la movilidad de clase que implica cambios sustantivos en las oportunidades de vida, se obtiene un juicio más medurado sobre la magnitud de la movilidad social en el México contemporáneo. Por ejemplo, de acuerdo con los resultados del Cuadro 7.3, dos tercios de los varones experimentaron movilidad intergeneracional de clase. No obstante, si nos restringimos a la movilidad «de largo alcance» que se da entre las tres macroclases definidas en el panel «D» del mismo cuadro, encontramos que la movilidad absoluta se reduce a 45.4%. La movilidad vertical ascendente es todavía menor, pues sólo la experimenta un tercio de los varones (34%).

Vemos entonces que incluso con altas tasas de movilidad intergeneracional de clase, sólo una fracción de esta movilidad involucra cambios sustantivos en las condiciones de vida de las personas, y es todavía menor la movilidad que se asocia con mejoras sustantivas en los niveles de vida. Esta evaluación parece ser consistente con los resultados que se obtienen en las mediciones de movilidad intergeneracional socioeconómica. Un análisis publicado recientemente con la misma fuente de datos que usamos en este trabajo, revela que 37% de las personas adultas experimentaron movilidad socioeconómica intergeneracional ascendente en su hogar de residencia con respecto al hogar en donde vivían

cuando tenían 15 años de edad. Los resultados de ese ejercicio también son coincidentes con los nuestros al identificar mayor rigidez en los extremos de la estratificación socioeconómica, de tal manera que es muy poco frecuente encontrar personas con orígenes sociales bajos que alcancen la cima de la estratificación socioeconómica o viceversa (CEEY 2013).

Por tanto, un análisis más minucioso de la tabla de movilidad intergeneracional de clase revela que si bien la sociedad mexicana no tiene una rigidez social extrema, la movilidad social intergeneracional no es un fenómeno tan generalizado como lo sugieren en primera instancia las altas tasas de movilidad absoluta. Buena parte de la movilidad de clase acontece entre posiciones con acceso a niveles de vida similares, y es muy poco frecuente encontrar ejemplos de personas que hayan logrado ascender socialmente desde la base hasta la cima de la estructura social.

5. Rigidez en la base y la cima de la estructura social

Nuestro análisis de las tasas relativas de movilidad mediante modelos log-lineales reafirma algunos de los rasgos ya descritos sobre la rigidez del régimen de movilidad social en el México contemporáneo. Destacan dos rasgos. El primero es que las oportunidades de movilidad social se determinan fundamentalmente por la distancia jerárquica entre las clases sociales. Esto reafirma la percepción de que la sociedad mexicana está marcada por las desigualdades de clase, en tanto es difícil que las personas tengan como destino una clase social que en jerarquía se encuentra muy alejada de sus propios orígenes de clase.

En segundo lugar y como complemento de lo anterior, se aprecia que las principales barreras jerárquicas se encuentran en

los extremos de la estructura social. Por una parte, existe una fuerte tendencia a la herencia relativa entre las clases agrícolas (IVc y VIIb). En otras palabras, a pesar de los cambios estructurales que han propiciado la movilidad absoluta entre clases agrícolas y no agrícolas, las probabilidades de que las personas con orígenes agrícolas tengan como destino su misma clase son mucho mayores que en las demás clases sociales. Esto muestra que las distancias sociales que obstaculizan la movilidad entre clases agrícolas y no agrícolas aún son muy importantes. Por otra parte, el acceso a la clase de servicios (I+II), a saber, la que agrupa a las ocupaciones de mayor calificación y que brinda acceso a mejores oportunidades de vida, se restringe tanto por la fuerte herencia de clase (es decir, quienes tienen origen en la clase I+II tienen probabilidades relativas mucho mayores de permanecer en esa clase), como por fuertes barreras a la movilidad ascendente desde las otras clases, que son mayores en tanto se tiene un origen más bajo en la jerarquía de clases.

En resumen, nuestro análisis de la fluidez social muestra un patrón de movilidad dominado por efectos jerárquicos, en donde es particularmente difícil experimentar movilidad social desde y hacia las clases bajas y altas de la jerarquía social; es decir, las clases que marcan las diferencias más significativas en términos de ingresos, oportunidades de vida, y riesgos de pobreza.²⁸

28 Este resultado se corrobora en el análisis que realizamos en el capítulo 3, donde usamos modelos RC II para estimar las distancias jerárquicas entre las clases sociales. En ese análisis también resulta evidente la distancia jerárquica entre las clases, así como la clara separación de las clases agrícolas y la clase de servicios en los extremos inferior y

6. Mayor rigidez, aunque sólo en las cohortes más jóvenes

Nuestro análisis de las variaciones en la fluidez social a partir de los coeficientes Φ de modelos UNIDIFF indica que la fluidez social no experimentó cambios estadísticamente significativos entre las cohortes viejas e intermedias, pero sí una reducción en las cohortes entre 25 y 29 años en 2011. Esto indica una tendencia hacia una mayor rigidez en el régimen de movilidad social, lo que es consistente con los resultados de investigaciones previas, que también reportan una creciente asociación entre orígenes y destinos ocupacionales (Cortés y Escobar 2003, Solís 2005, 2007, Zenteno y Solís 2006). Aunque esta interpretación es sugerente, no comulga del todo con los resultados, ya que no explica por qué en la cohorte intermedia (es decir, quienes tenían entre 30 y 39 años en 2011 y que asimismo se vieron afectados por la crisis y por los cambios estructurales de las últimas dos décadas del siglo pasado) no se redujo la fluidez social.

En cualquier caso —y sin el afán de cerrar la discusión sobre un tema que requiere mayor análisis y una serie de datos más prolongada en el tiempo—, la acumulación de evidencia apunta a que en México no existe una tendencia hacia el incremento de la fluidez social en las últimas décadas. Si acaso existe un cambio, éste es hacia la reducción de la fluidez social, no hacia el incremento.

La implicación de este resultado es evidente: a pesar de que se mantienen los niveles de movilidad absoluta, en parte debido a los remanentes del cambio estructural de décadas pasadas, no hemos avanzado hacia lograr una mayor equidad en términos de las oportu-

superior de la jerarquía social.

tunidades de movilidad social. La desigualdad de oportunidades de movilidad entre clases sociales se mantiene en niveles similares o incluso superiores que en el pasado.

7. La movilidad de clase de las mujeres:

mayor movilidad absoluta, menos herencia y una agenda de investigación

La exclusión de las mujeres de los estudios de estratificación y movilidad de clase no es justificable en un contexto de creciente participación laboral femenina. Nuestro análisis de la movilidad de las mujeres buscó confrontar este problema. No obstante, es importante reconocer que, dada su complejidad, queda mucho por hacer. El tema de la inserción de clase de las mujeres que están fuera el mercado de trabajo no se resuelve, así como tampoco las múltiples formas en que se pueden «negociar» las labores de reproducción familiar y la inserción ocupacional de las mujeres que trabajan en un contexto de permanentes asimetrías de género.

No obstante estas limitaciones, nuestro análisis de la movilidad intergeneracional de clase de las mujeres arroja algunas conclusiones interesantes. En primer lugar, comparadas con los hombres, las mujeres presentan mayores tasas de movilidad absoluta. Esto se debe en parte a que la segregación ocupacional impone un patrón diferente a los destinos de las mujeres, con lo cual se incrementa la disparidad entre orígenes y destinos con respecto a la tabla de movilidad intergeneracional de los varones. Sin embargo, las mayores tasas de movilidad intergeneracional de las mujeres no se explican sólo por la segregación ocupacional. Al analizar el patrón de fluidez social con modelos log-lineales, queda en evidencia que la intensidad de la asociación relativa entre orígenes y destinos de clase es menor para las mujeres que para los varones,

incluso al controlar por las diferencias asociadas con la segregación ocupacional.

¿Qué nos dice el hecho de que la asociación neta entre orígenes y destinos de clase sea mayor para las mujeres que para los varones? Este resultado se explica en parte por la selectividad de la población femenina que participa en el mercado de trabajo. A diferencia de los varones, que tienen una participación laboral superior a 90%, sólo un poco más del 50% de las mujeres entre 25 y 64 años lo hacen, pero la participación es aún menor entre las mujeres con orígenes en las clases agrícolas (41% en la clase IVC y 43% en la VIIB), que como hemos visto, son quienes tienen mayor propensión relativa a la herencia. De este modo, lo que aparece como una menor intensidad de la herencia, podría ser en parte una selectividad negativa de la participación femenina entre las clases con mayor reproducción intergeneracional.

Asimismo, es posible que la menor asociación entre orígenes y destinos para las mujeres, lejos de reflejar una mayor fluidez en sus patrones de movilidad social, sea el resultado de la persistencia de una fuerte diferenciación social de roles de género. Así, por ejemplo, es probable que en ciertos orígenes de clase, la herencia sea menor, sea por las restricciones al empleo femenino en esas clases, sea por el hecho de que los padres tienden a favorecer a los hijos frente a las hijas para heredarles su oficio o capital.

En resumen, la mayor indeterminación en los destinos de clase de las mujeres observada en la tabla de movilidad intergeneracional, es un aliciente para avanzar hacia análisis más profundos de la movilidad intergeneracional de clase en las mujeres. Existe ya un cúmulo de investigación sobre los determinantes de la participación laboral femenina. Esa investigación, aunada a los trabajos

exploratorios sobre movilidad intergeneracional como el que aquí se presenta, son un buen punto de partida para el desarrollo de una agenda de investigación futura sobre estratificación y movilidad de clase para las mujeres.

No obstante, replicar los análisis de movilidad intergeneracional típicos resulta insuficiente. Debemos desarrollar marcos analíticos e hipótesis más refinadas. En éstas se han de integrar las perspectivas clásicas de los estudios de estratificación social con las teorías sobre la conformación de las desigualdades de género. Esto implica incorporar al análisis aspectos como las relaciones de parentesco, la maternidad, los patrones de formación de uniones y homogamia y otras formas institucionalizadas de desigualdad de género, que podrían imprimir un sello distintivo al proceso de estratificación social para las mujeres.



ANEXO

CUADRO 7.A1
TABLAS DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL*

	CONJUNTO NACIONAL										CIUDADES DE 15 MIL HABITANTES O MÁS									
	PADRES					HIJOS					PADRES					HIJOS				
	I+II	IIIA+b	IVa+b	V+VI	VIa	IVC	VIIB	TOTAL	I+II	IIIA+b	IVa+b	V+VI	VIa	IVC	VIIB	TOTAL				
I+II	140	25	11	29	11	4	6	226	I+II	113	21	7	21	8	3	5	178			
IIIA+b	62	38	19	32	44	0	9	204	IIIA+b	54	30	12	27	29	0	6	158			
IVa+b	178	87	193	91	169	1	3	722	IVa+b	128	61	111	63	107	1	1	472			
V+VI	73	55	55	125	132	2	17	459	V+VI	58	42	38	90	89	2	0	319			
VIa	135	127	142	191	386	14	29	1,024	VIa	99	94	87	127	260	2	5	674			
IVC	80	56	122	89	236	189	94	866	IVC	42	37	38	25	93	14	12	261			
VIIB	23	36	49	45	112	34	138	437	VIIB	12	21	21	21	51	0	10	136			
TOTAL	691	424	591	602	1,090	244	296	3,938	TOTAL	506	306	314	374	637	22	39	2,198			

8) MUJERES

CONJUNTO NACIONAL

CIUDADES DE 15 MIL HABITANTES O MÁS

	PADRES						HIJAS							
	I+II	IIIA+b	IVA+b	V+VI	VIIA	IVC VIIb TOTAL	I+II	IIIA+b	IVA+b	V+VI	VIIA	IVC VIIb TOTAL		
I+II	50	34	20	2	21	0	127	33	27	13	1	12	0	86
IIIA+b	19	48	9	5	43	0	124	14	36	6	4	25	0	85
IVA+b	98	111	70	27	42	0	349	67	78	34	20	26	0	225
V+VI	29	62	28	11	46	0	181	19	47	20	8	24	0	119
VIIA	79	121	73	39	143	0	456	49	83	47	29	85	0	293
IVC	72	42	79	24	77	15	322	35	19	37	13	34	1	139
VIIb	4	41	22	14	87	0	173	0	25	7	8	45	0	85
TOTAL	351	459	301	122	459	15	1,732	217	315	164	83	251	1	1,032

* Para el cálculo de estas frecuencias se utilizaron ponderadores muestrales
Fuente: Cálculos propios a partir de los datos de la EMOVI-2011.

CUADRO 7.A2

COEFICIENTES DEL MODELO CASMIN MODIFICADO A SIETE Y SEIS CLASES

A) SIETE CLASES

HE1 + HE2	JE1 + AF2	JE1 + AF2	JE1	JE1 + JE2	JE1 + JE2 + SE	JE1 + JE2 + SE + AF1
JE1 + AF2	HE1		JE1	JE1 + SE		JE1 + SE
JE1 + AF2	HE1		JE1	JE1 + SE + AF2		JE1 + SE
JE1		HE1	JE1 + AF2	JE1 + SE		JE1 + SE
JE1 + JE2	JE1	JE1	JE1 + AF2	HE1	SE	SE
JE1 + JE2 + SE	JE1 + SE	JE1 + SE + AF2	JE1 + SE	SE + AF2	HE1 + HE3	
JE1 + JE2 + SE + AF1	JE1 + SE	JE1 + SE	JE1 + SE	SE + AF2		HE1 + HE3

B) SEIS CLASES

HE1 + HE2	JE1 + AF2	JE1 + AF2	JE1	JE1 + JE2	JE1 + JE2 + SE + AF1
JE1 + AF2	HE1		JE1	JE1 + SE	
JE1 + AF2	HE1		JE1	JE1 + SE	
JE1		HE1	JE1 + AF2	JE1 + SE	
JE1 + JE2	JE1	JE1	JE1 + AF2	HE1	SE
JE1 + JE2 + SE + AF1	JE1 + SE	JE1 + SE	SE + AF2	HE1	

**DINÁMICOS Y JERÁRQUICOS A LA VEZ.
PATRONES DE MOVILIDAD SOCIAL INTERGENERACIONAL
EN EL PERÚ***

Martín Benavides y Manuel Etesse

8.1 INTRODUCCIÓN

En el Perú, las narrativas a propósito de los cambios y permanencias estructurales de largo plazo han sido principalmente dos. Una es la llamada narrativa de la «herencia colonial» (Cotler 1985). Ésta *grosso modo* señala que a pesar de los cambios, aún somos una sociedad muy rígida, de poco contacto entre las clases, donde la movilidad social es limitada básicamente por un vínculo muy estrecho entre clase y raza. Lo anterior ha impedido que se rompan barreras estamentales entre los grupos sociales. La segunda es la del protagonismo popular o la plebe urbana, o de las clases emergentes. Ésta señala más bien que dichos límites y rigideces estructurales del país se habrían debilitado debido a cambios como la dinámica de la migración y la fuerza emprendedora de los nuevos pobladores urbanos, quienes sobre la base de su esfuerzo y una sociedad más permisiva, habrían roto el vínculo entre clase y raza.

* El estudio recibió financiamiento parcial de una subvención del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC), Canadá, en el marco de una de las becas otorgadas a investigadores senior por Think Tank Initiative a través de GRADE.

Para esta última perspectiva, la clase social habría perdido poder explicativo en el análisis de las trayectorias sociales.

No son muchos los estudios empíricos recientes en el país que permitan validar una u otra perspectiva. Para el caso de la primera narrativa, autores como Portocarrero (1993), Callirgos (1993) y Manrique (1992, 1999) siguieron la misma línea de pensamiento: la idea central de sus estudios era que el racismo peruano y sus consecuencias son eminentemente coloniales. Callirgos (1993) insiste en cómo la construcción del discurso racista a lo largo de la historia peruana se ha asociado con la legitimación de las desigualdades sociales y la dominación. Portocarrero, por su parte, se centra en cómo la intersubjetividad de los peruanos arrastra trabas coloniales hasta el día de hoy:

En el Perú, la movilidad social no ha eliminado las jerarquías de manera que la distancia entre las personas permanece enorme, casi insalvable (...). Aunque muchos grupos puedan haber cruzado el abismo étnico-cultural que fractura la sociedad peruana, es un hecho que este sigue subsistiendo, se reproduce con cada nueva generación, con el aprendizaje de que hay gente superior y otra inferior. (Ames 2011, p. 231, citado de Portocarrero 1993, p. 223).

Por el lado de la segunda narrativa, durante la década de los noventa, algunos estudios analizaron la conformación de un nuevo sujeto urbano como resultado de los procesos migratorios (Franco 1991). Villarán (1990) y Grompone (1990) resaltaron la creciente presencia económica y política del nuevo sector urbano informal. Por otra parte y en la década pasada, se iniciaron debates acerca del surgimiento de una clase media como resultado

de la expansión del consumo en el país (DESCO 2003). En años más recientes, autores como Arellano (2010) propusieron el surgimiento de estilos de vida sobre la base de los patrones de consumo que no pueden explicarse por elementos de clase (2010, p. 48).

En ese contexto, el único antecedente peruano directamente relacionado con la movilidad social ocupacional es el trabajo de Benavides (2002). Al usar datos de 2001, se encontró que existían flujos de movilidad importantes entre los sectores intermedios y bajos, especialmente entre grupos socialmente cercanos, pero con barreras a la movilidad entre grupos socialmente distantes. Ello configuraba una estructura social rígida en los extremos de la misma y flexible en sus niveles intermedios. En ese estudio, se planteó la hipótesis sobre el ensanchamiento de clases medias y de la existencia de varios niveles de sectores medios dados los procesos de movilidad ascendente y descendente, así como las dificultades de consolidación de los grupos ocupacionales.

Entonces y de acuerdo con ese estudio en el Perú, se confundieron dos procesos: uno de cambios sustantivos en lo que se podría llamar «las franjas intermedias y bajas de nuestra estructura social» (mucha movilidad horizontal y hacia abajo) y otro más bien ligado con la reproducción social, en los extremos de dicha estructura. Así, en los últimos años, habríamos tenido una estructura social rígida en los extremos y flexible en sus niveles intermedios.

Esta situación complejizaba aún más las interpretaciones sobre clases sociales en el Perú. Según dicho estudio, la estructura social peruana habría tenido espacio para la convivencia de distintos patrones de clase a su interior: por un lado, dos clases económicas con fuerte tradición hereditaria y, por lo tanto, mayores chances de constituirse en una clase social. Por otro lado, una ma-

yoría de clases poco estructuradas, altamente cambiantes y de escasas oportunidades de compartir elementos comunes más allá de lo económico.

Sin embargo, al ser la muestra sólo urbana, en dicho estudio no se contó con información de la población rural. Así, este trabajo es relevante por dos razones. La primera es que al incluir la población rural, se podrá tomar en cuenta el conjunto de procesos estructurales que ha experimentado la sociedad peruana en los últimos años. El segundo es que se cuenta con una base de datos más completa y reciente, lo cual permitirá considerar también el impacto de fenómenos estructurales de la década de los ochenta en el país. Las preguntas que guían el estudio son las siguientes: ¿cómo ha cambiado la estructura social del Perú al comparar las clases ocupacionales de padres e hijos? ¿Cuánta movilidad social existe y qué características tiene la misma? A partir de las evidencias sobre el alcance y forma de la movilidad, ¿qué podemos decir sobre los procesos de estructuración de clase en el país?

8.2 DINÁMICAS RECIENTES DE LA SOCIEDAD PERUANA Y SUS POTENCIALES IMPACTOS SOBRE LA MOVILIDAD SOCIAL

Los cambios en la sociedad rural y sus potenciales impactos sobre la movilidad social

Hasta finales de la década de los sesenta, la población de las zonas rurales peruanas se encontraba aún sumida en relaciones de tipo pre-capitalista. En particular, los hacendados rurales ejercían su poder basándose principalmente en la propiedad de la tierra. En ese entonces, existía una gran concentración de la propiedad rural, dos veces más importante que para el caso de los países ve-

cinos como Bolivia, Chile y Ecuador. De igual modo y a inicios de dicha década, hubo una importante concentración del empleo en zona rural: cerca del 60% de la población económicamente activa estaba empleada en el sector agropecuario (McClintock 1998).

Sin embargo, a fines de dicha década, se consolidaron cambios importantes en el área rural: la reforma agraria eliminó el sistema de latifundios y hacendados, lo que puso fin a las élites terratenientes. La estrategia del gobierno fue crear cooperativas de productores para que se ocuparan colectivamente de las extensiones de tierra agrícola repartida. Según estimaciones de Contreras y Cueto (2007), este proceso afectó al 60% de las tierras cultivables; esto significó una mayor redistribución de tierras que para el caso de las reformas en Bolivia y México. No obstante, las tierras fueron redistribuidas al 25% del total de campesinos y ciertas zonas resultaron más beneficiadas que otras (Klarén 2008). Los campesinos que más y mejores tierras recibieron fueron los de la costa (algunos de los cuales procedían de los dinámicos complejos agroindustriales de la costa norte). Los campesinos andinos de la zona sur se vieron poco favorecidos con la reforma (Monge 1993, Eguren 2006).

Un segundo proceso relevante es que el sistema de cooperativas creado luego de la reforma agraria se desintegró y casi la totalidad de las tierras fueron subdivididas entre los socios. De esta manera, se dio un proceso de minifundización de la propiedad en parcelas de pequeños productores agropecuarios independientes. Como apuntan Eguren y Cancino (1998), según el censo agropecuario de 1994, más del 70% de las unidades agropecuarias del país tenían menos de cinco hectáreas y se ubicaban principalmente en la zona andina. En la actualidad, según el Instituto Nacional de Estadística

e Informática, los pequeños propietarios agropecuarios son mayoritarios en el escenario rural. El 64.7% de la población ocupada en zona rural es pequeño productor agropecuario. Éstos tienen pobres indicadores de bienestar (59% de pobreza rural), escaso acceso a tecnología productiva y a crédito por parte de entidades financieras (menos del 10% de unidades agropecuarias acceden a crédito).

Desde esa descripción, pueden considerarse los siguientes impactos potenciales en los procesos de movilidad: cambios en la élite social del país relacionados con la pérdida de estatus de los hacendados locales, y por lo tanto, procesos de movilidad descendente entre generaciones. La diferenciación del sector campesino pudo haber llevado a trayectorias de movilidad diferentes entre generaciones; una clase numerosa de pequeños propietarios, una población rural que a pesar de haber accedido a dichas pequeñas propiedades, tuvo oportunidades limitadas y por tanto una tendencia probable hacia la herencia o reproducción de su estatus.

Los impactos de la migración del campo a la ciudad

En la década de los cincuenta, el país inició un proceso de migración interna. Las zonas rurales fueron el origen; el destino, las principales ciudades del país. La gran brecha —en términos de calidad de vida y acceso a servicios— entre las zonas rurales y urbanas impulsó la ola migratoria del campo a la ciudad y el llamado «desborde popular» alrededor de las principales ciudades (Matos Mar 2004, Golte y Adams 1987). La ciudad capital fue la primera receptora, por ser el polo urbano de concentración de empleo, salud, educación y seguridad. Para 1970, uno de cada tres limeños habitaba en zonas de asentamiento recientes o «pueblos jóvenes» de las periferias; así fue como se configuró una nue-

va geografía de Lima (Franco 1991). A fines de los años setenta, ciertos factores de expulsión aceleraron el ritmo de las migraciones (Coral 1994), tales como la sobrepoblación en las zonas andinas de minifundio rural (Manrique 1995) y la violencia política ya en los años ochenta.

Debido a ello, entre 1950 y 1980, la población urbana se incrementó en 40%. El censo de 1993 registró sólo un 30% de población rural: luego de 40 años de migraciones constantes, se habría invertido la situación demográfica del país. Entre 1993 y 2007, la población urbana nacional aumentó en 35% a una tasa promedio anual de 2.1%, frente a 0.01% anual en zona rural (INEI 2008a). Del mismo modo, las brechas sociales entre campo y ciudad se mantuvieron considerablemente altas: para el periodo 2004-2007, la incidencia de extrema pobreza en áreas rurales fue de 36%, mientras que en áreas urbanas fue de 5% (INEI 2007).

Con una economía inestable e incapaz de absorber a la población migrante que hacía crecer a las ciudades, se multiplicaron las estrategias de autoempleo. Se generó así una prolifera economía informal; es decir, se desarrollaron actividades económicas fuera del sistema de normas legales e imposiciones tributarias, y al margen de servicios públicos y del sistema crediticio. Desde los años ochenta, esta economía representa la principal fuente de empleo, ya que genera más de la mitad de puestos de trabajo en el país (De Soto 1987, Pascó-Font y Saavedra 2001). En la actualidad, el porcentaje de trabajadores informales independientes en la región varía entre menos del 20% del total en Argentina, Chile y Uruguay, a más de 40% en Perú y México (Banco Mundial 2007).

De esa manera, uno de los impactos que los procesos migratorios podrían haber tenido en la estructura social y procesos de

movilidad, es el aumento de la proporción de autoempleados en la generación de los hijos. Se trata principalmente de pobladores rurales que luego de haber migrado, no han podido introducirse a la economía urbana. En ese sentido, se podrían observar limitaciones importantes para la movilidad de largo alcance entre generaciones. Lo que sobresale son los cambios hacia ocupaciones cercanas a las rurales en jerarquía.

La economía: de la crisis a la estabilidad

A finales de la década de los ochenta, el país vivió una etapa crítica de inestabilidad económica, caracterizada por la hiperinflación y el desempleo. Entre mediados de los ochenta e inicios de los noventa, la proporción de hogares por debajo de la línea de pobreza prácticamente se triplicó y pasó de 17 A 44%. Por su parte, la pobreza no crónica se duplicó, de 12 A 25% (Pascó-Font y Saavedra 2001).

A partir de 1990, se aplicó una política liberal de apertura a las exportaciones y se redujo la intervención del Estado en la economía (Gonzales de Olarte 1998). Por un lado, se entró en una etapa de privatización de sectores importantes de la economía; por otro, se redujo el tamaño del Estado a través de despidos masivos de empleados de rango intermedio. El empleo público se redujo drásticamente a menos de la mitad a partir de 1990 y se redujo de manera continua hasta 1997. En contraparte, el empleo independiente experimentó una expansión constante desde finales de los ochenta que llegó de hecho a duplicarse en diez años (1988-1998) (Pascó-Font y Saavedra 2001).

Por otra parte, entre 1987 y 1997 se redujeron los empleos en los quintiles extremos (de más bajo y más alto ingreso) con un aumento en el sector de ingresos intermedios (Saavedra 1998). Entre

1995 y 2000 y en las zonas urbanas, la proporción más grande de empleos se creó en el sector servicios, específicamente en el rubro comercio, restaurantes y hoteles. En el sector agrícola, la mayor proporción de ocupaciones ha sido aún la pequeña producción independiente (Pascó-Font y Saavedra 2001).

A inicios de los noventa, las medidas económicas de *shock* redujeron sustancialmente la inflación en el país. Las medidas contemplaron el fin de subsidios, la privatización de ciertos sectores, la desregulación del mercado laboral y financiero, reformas tributarias y arancelarias, así como un programa de austeridad estatal (Pascó-Font y Saavedra 2001).

Los procesos económicos anteriormente mencionados habrían originado la pérdida de estatus de los empleados públicos, los hijos de quienes podrían haber experimentado procesos de movilidad descendente, un aumento importante del sector servicios en las nuevas generaciones, y mayores barreras a la movilidad relativas de los hijos de los trabajadores como resultado de la crisis de los años ochenta.

La educación y la movilidad

Durante los últimos años, el país ha experimentado una importante expansión de la educación superior: el número de personas mayores de 15 años con educación superior se multiplicó por 144 veces entre 1940 y 2005. Mientras sólo el 1% de la población mayor de 15 años tenía educación superior en 1940, en el año 2005 esa proporción alcanzó el 25% (Díaz 2008). Según el censo nacional del año 2007, esta cifra alcanzó un 31%.

Hay algunas evidencias que señalan que dicha expansión podría haber impactado sobre la movilidad social. Benavides (2004)

encontró que el acceso a la educación superior contribuye a que personas de bajos ingresos logren superar su origen social al acceder a mejores ocupaciones que la de sus padres. Según Herrera (2001), a mayor nivel educativo alcanzado, mayor probabilidad de superar la pobreza. En años más recientes, se ha reportado también que hay mayores retornos económicos a la educación superior en términos relativos a los otros niveles educativos y, que el acceso a ella, genera los mayores diferenciales de ingreso en comparación con personas sin educación superior (Yamada y Cárdenas 2007, Díaz 2008). Benavides y Etesse (2012), por su parte, encuentran que el acceso a la educación superior aumenta significativamente las probabilidades de experimentar movilidad ascendente de un origen trabajador manual a una clase de empleado no manual. En otras palabras: se pueden esperar procesos importantes de movilidad social ascendente como resultado del mayor acceso a la educación de las generaciones de los hijos.

8.3 DATOS Y METODOLOGÍA

Para este estudio, se utilizó la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) correspondiente al cuarto trimestre del año 2008. Las cifras son representativas a nivel nacional y ámbito geográfico (urbano y rural). Forman parte de nuestra muestra 3,385 jefes de hogar, quienes al momento de la encuesta, tenían entre 25 y 65 años y se encontraban ocupados. El cuestionario incluyó una pregunta para el jefe de hogar acerca de la ocupación de su padre. En el análisis se usaron pesos muestrales establecidos por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) calibrados a partir de los resultados del Censo de Población y Vivienda 2007.

Como en el conjunto de estudios de este libro, el análisis de la estratificación por clases sociales se ha basado en una adaptación al esquema de siete clases de Erikson y Goldthorpe (1992). Se han revisado las categorías IVa y IVb, integradas por pequeños empresarios independientes, que en los contextos latinoamericanos tienen características de informalidad e inestabilidad (detalles en la sección metodológica del libro). Con la finalidad de estandarizar la codificación de las ocupaciones, se realizó una conversión de la Codificación Nacional de Ocupaciones (CNO), usada por el INEI, al sistema internacional CUIO-88. La CNO, usada en la ENAHO, tiene como base las clasificaciones internacionales y establece especificaciones al interior de ciertos códigos CUIO-88, por lo que no resultó problemático realizar la traducción a este sistema. A partir de esta conversión y con fines de comparabilidad entre países de la región, se agruparon las ocupaciones según el patrón acordado por el colectivo de investigadores del presente libro.

Para entender los patrones de movilidad social intergeneracional, los estudios existentes diferencian la movilidad estructural de la movilidad relativa. La primera, al comparar dos generaciones, alude a los cambios en las distribuciones de origen y destino. Así, es posible ver cómo se ha modificado intergeneracionalmente el tamaño relativo de las clases sociales de padres e hijos. Ese tipo de movilidad es más sensible a los cambios estructurales de las sociedades. Sin embargo, ello no quiere decir que esa movilidad se haya dado a través de mayor igualdad de oportunidades. Para evaluar lo anterior, es necesario comparar si las probabilidades de acceder a determinadas clases son las mismas para personas de diferentes orígenes sociales, o si unos tienen mayores oportunidades que otros.

En la siguiente sección, se analizará si sobre la base de lo discutido en la sección 8.2, se observan los siguientes cambios entre generaciones: aumento de las ocupaciones del sector servicios, tamaño relativamente importante de la clase de pequeños agricultores, movilidad descendente de los grupos profesionales y empleados, reproducción y herencia en los sectores rurales, movilidades importantes entre grupos socialmente cercanos y limitaciones a las movilidades de largo alcance dados los procesos jerárquicos aún vigentes. El análisis de la estructura de clases se aplica al conjunto de la muestra (total nacional) y a las submuestras de población urbana,² rural y varones a nivel nacional.³

Para el análisis de la movilidad absoluta y relativa, se trabajará con la submuestra de varones a nivel nacional. Para el caso de la movilidad relativa se usa un conjunto de modelos log-lineales para describir el patrón de movilidad relativa de la muestra. Cada modelo asume una dinámica particular entre las clases y, en ese sentido, ofrece información relevante. El modelo que tenga mejores resultados estadísticos se utilizará para calcular los coeficientes de movilidad relativa.

2 Como definición de zona urbana, se utiliza el criterio definido por la ENAHO 2008, a saber, la agrupación de 401 viviendas o más (INEI 2008b).

3 Tras un análisis comparativo con encuestas nacionales y el censo de población, se determinó que la submuestra de población femenina (mujeres ocupadas jefas de hogar) no es representativa del conjunto de mujeres ocupadas. En contraste, la submuestra masculina sí se asemeja al conjunto de varones ocupados, con respecto a su distribución en un conjunto de variables clave. Por lo tanto, el análisis de la movilidad intergeneracional se restringió a los varones.

8.4 ESTRUCTURA DE CLASES Y MOVILIDAD ABSOLUTA PARA LAS DIFERENTES MUESTRAS

Sobre la estructura de clases

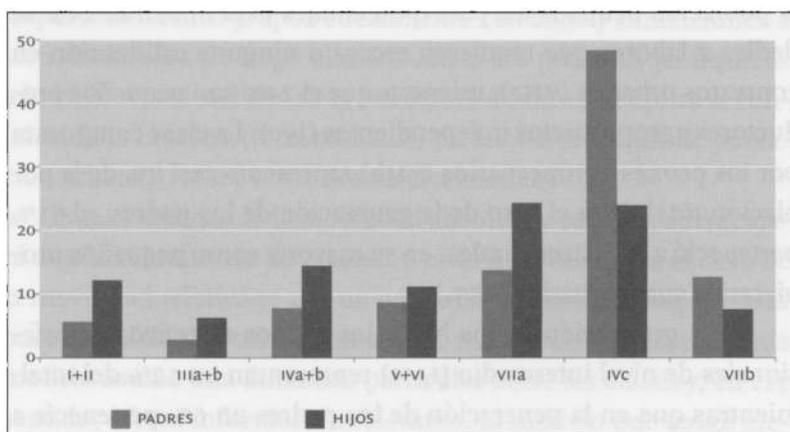
Como vemos en la Gráfica 8.1, las clases de trabajo manual poco calificado y pequeña propiedad rural concentran casi la mitad de la población ocupada del país (porcentajes para hijos). El 24% se dedica a labores que requieren escasa o ninguna calificación en contextos urbanos (VIIa), mientras que el 24% son pequeños productores agropecuarios independientes (IVc). La clase compuesta por los peones agropecuarios (VIIb) representa casi 8% de la población total. Para el caso de la generación de los padres, el 61% perteneció a las clases rurales, en su mayoría como pequeños propietarios agropecuarios (48%).

En la generación de los hijos, los grupos directivos y profesionales de nivel intermedio (I+II) representan un 12% del total, mientras que en la generación de los padres un 6% pertenecía a dicho grupo.

Por otra parte, casi uno de cada tres encuestados pertenece a alguna de las clases intermedias en la muestra de hijos (IIIa+b, IVa+b y v+VI). El 6% de ellos son empleados en labores no manuales de rutina (IIIa+b), la mayoría en ventas y trabajos de oficina. Por su parte, la pequeña burguesía (IVa+b), constituida por microempresarios y artesanos independientes, representa el 15% del total. Entre los padres de nuestra muestra, la clase intermedia representa el 19% del total. La mayor diferencia con respecto a los hijos se encuentra en la proporción perteneciente a la llamada «pequeña burguesía» y los empleados en actividades no manuales de rutina. En ambos casos, la proporción de padres en dichas po-

siciones representaba la mitad que para el caso de los hijos. Finalmente, los trabajadores manuales calificados (v+vi) representan el 11% en la generación de hijos y un 9% para los padres.

GRÁFICA 8.1
ESTRUCTURA DE CLASES DE PADRES E HIJOS, POBLACIÓN TOTAL (%)



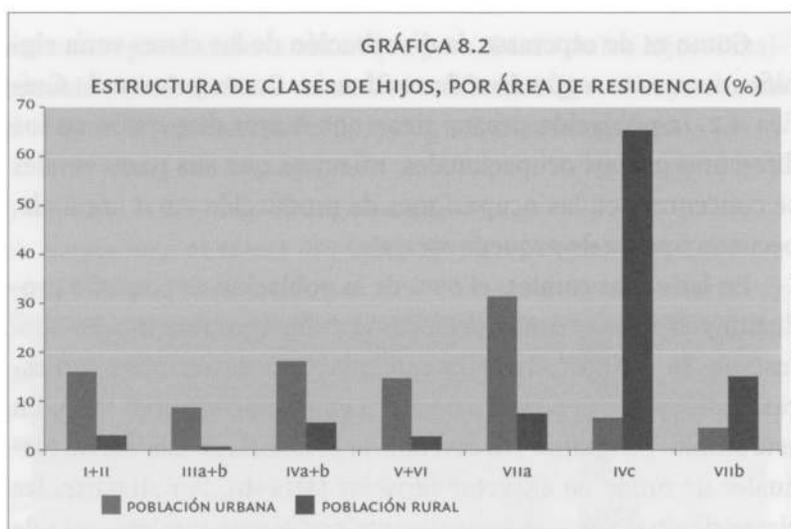
Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2008-IV.

La estructura social en el Perú ha sufrido, entonces, cambios importantes, muchos de ellos vinculados con los patrones de cambio reseñados al principio del capítulo. De una generación a otra se ha dado una expansión de la clase de servicios (profesionales, directivos y grandes empresarios), de la clase de trabajadores independientes no agrícolas y de los trabajadores manuales calificados (obreros y operadores calificados). Por otra parte, la proporción de individuos ocupados en actividades de trabajo rural se ha reducido a la mitad.

Como es de esperarse, la distribución de las clases varía significativamente según área de residencia. Como muestra la Gráfica 8.2, la población urbana tiene una mayor dispersión en los diferentes grupos ocupacionales, mientras que sus pares rurales se concentran en las ocupaciones de producción rural (agrícola, pecuaria y pesca de pequeña escala).

En las zonas rurales, el 65% de la población es pequeño productor y el 15% se desempeña como peón agropecuario. El 20% restante se dedica principalmente a labores de servicios con escasa calificación (8%) y a la pequeña empresa comercial (6%). En este ámbito geográfico, es casi nula la presencia de labores no manuales de rutina en el sector servicios (IIIa+b). Por su parte, las clases de servicios —principalmente profesores rurales— y la de trabajadores manuales calificados —en su mayoría artesanos— representan cada una 3% del total.

En zonas urbanas, sólo un 11% de nuestra muestra se dedica a ocupaciones rurales (IVc y VIIb), casi todos en los centros urbanos de menor tamaño. Poco menos de un tercio de los individuos se dedica a labores de poca calificación (VIIa), principalmente en los sectores de servicios personales a particulares, venta ambulante y trabajos de construcción. La clase de servicios es cinco veces más importante que en el área rural, lo que representa el 16% y se compone de una amplia gama de ocupaciones. En las clases intermedias observamos un predominio del empleo independiente. La mayor parte está ocupada por pequeña burguesía (18%). A continuación están los trabajadores manuales calificados (15%) y los no manuales de rutina (9%).



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2008-IV.

Finalmente, en el Cuadro 8.1 se presentan indicadores económicos y educativos para la población total y sólo masculina. Como se observa, existen brechas significativas entre las clases rurales y el resto, en especial en cuanto a escolaridad, ingreso y nivel socioeconómico del hogar.

Si observamos los grupos extremos, en promedio, la clase de servicios tiene tres veces más años de educación que las clases rurales. Los peones y pequeños productores rurales tienen en promedio sólo cinco años de educación; es decir, no completan la primaria. Esta gran brecha se ve también en el indicador de nivel socioeconómico del hogar.⁴ Los trabajadores y pequeños produc-

⁴ El Índice de Nivel Socioeconómico (NSE) está constituido por tres

CUADRO 8.1
PROMEDIO DE VARIABLES SOCIOECONÓMICAS SEGÚN CLASE, POBLACIÓN TOTAL Y MASCULINA

	AÑOS DE ESCOLARIDAD	ÍNDICE NSE	INGRESO MENSUAL (US\$) / ^a
POBLACIÓN TOTAL			
I+II. CLASE DE SERVICIOS	15.3	0.84	930
IIIa+b. NO MANUAL DE RUTINA	12.2	0.83	756
IVa+b. INDEPENDIENTES NO AGRÍCOLAS	8.4	0.76	759
V+VI. MANUALES CALIFICADOS Y SEMICALIFICADOS	9.5	0.75	583
VIIa. MANUALES DE BAJA CALIFICACIÓN	8.3	0.74	476
IVC. PEQUEÑOS PROPIETARIOS AGRÍCOLAS	5.4	0.50	204
VIIb. ASALARIADOS AGRÍCOLAS	4.7	0.53	248
TOTAL	8.6	0.68	519
POBLACIÓN MASCULINA			
I+II. CLASE DE SERVICIOS	15.2	0.83	844
IIIa+b. NO MANUAL DE RUTINA	12.5	0.81	717
IVa+b. INDEPENDIENTES NO AGRÍCOLAS	10.3	0.78	719
V+VI. MANUALES CALIFICADOS Y SEMICALIFICADOS	10.0	0.75	603
VIIa. MANUALES DE BAJA CALIFICACIÓN	8.8	0.73	507
IVC. PEQUEÑOS PROPIETARIOS AGRÍCOLAS	5.9	0.50	200
VIIb. ASALARIADOS AGRÍCOLAS	6.7	0.54	236
TOTAL	9.1	0.66	481

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2008-IV. Se considera la clase del jefe de hogar.

a/ Promedio del ingreso individual neto, tipo de cambio diciembre 2008.

tores agrícolas son las clases que se encuentran por debajo del nivel socioeconómico promedio.

Por otra parte, notamos que las clases intermedias (IIIIa+b, IVa+b y V+VI) ganan aproximadamente el triple que sus pares rurales, y a su vez existe una diferencia importante con la clase de servicios. Para el caso de los hombres, las clases de servicio ganan casi cuatro veces más que los propietarios agrícolas de pequeña escala. En general, las diferencias entre los trabajadores manuales calificados y la pequeña burguesía son mínimas.

Movilidad intergeneracional absoluta

Para identificar los procesos de movilidad intergeneracional, se presentan datos con base en los esquemas de siete, cuatro y tres categorías y sólo para la muestra de jefes de hogares hombres. En términos de movilidad absoluta (es decir, el pertenecer a una clase distinta que el padre), aproximadamente seis de cada diez individuos la han experimentado (Cuadro 8.2). Si utilizamos las cuatro y tres macroclases, la movilidad absoluta es de 50% y 36%, respectivamente.

La movilidad estructural, medida por el Índice de Disimilitud (ID),⁵ es la que se genera debido al cambio en las situaciones sociales, económicas y demográficas (Jorrot 2008). Como lo hemos visto anteriormente, en el país se han suscitado situaciones que

criterios: las características físicas de la vivienda, el tipo de conexión a redes de agua, desagüe y electricidad, y el equipamiento con que cuenta la vivienda.

- 5 El Índice de Disimilitud nos indica qué porcentaje de hijos tendrían que cambiar de clase para que la distribución de ésta entre los hijos fuese idéntica a la de los padres.

obligaron a muchas personas a cambiar su ocupación principal: por ejemplo, trabajadores despedidos debido a la contracción de cierto sector productivo o de agricultores que migraron a las ciudades por factores que los expulsaron del área rural.

CUADRO 8.2

TASAS DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL ABSOLUTA, HOMBRES, PERÚ

MOVILIDAD GENERAL, 7 CLASES	
MOVILIDAD ABSOLUTA	63.7
ÍNDICE DE DISIMILITUD	25.8
MOVILIDAD CIRCULATORIA	37.9
MOVILIDAD ASCENDENTE (MA)	48.4
MOVILIDAD DESCENDENTE (MD)	15.3
MA/MD	3.2
MOVILIDAD 4 MACROCLASES /a	
MOVILIDAD VERTICAL (MV)	50.3
MOVILIDAD NO VERTICAL (MNV)	13.4
MV/MNV	3.8
MOVILIDAD VERTICAL ASCENDENTE (MVA)	40.0
MOVILIDAD VERTICAL DESCENDENTE (MVD)	10.3
MVA/MVD	3.9
MOVILIDAD 3 MACROCLASES/b	
MOVILIDAD VERTICAL (MV)	36.3
MOVILIDAD NO VERTICAL (MNV)	27.4
MV/MNV	1.3
MOVILIDAD VERTICAL ASCENDENTE (MVA)	28.1
MOVILIDAD VERTICAL DESCENDENTE (MVD)	8.2
MVA/MVD	3.4

a/ 4 macroclases: 1 = I+II, 2 = IIIab + IVab + V+VI, 3 = VIIa, 4 = IVc + VIIIb.

b/ 3 macroclases: 1 = I+II, 2 = IIIab + IVab + V+VI + VIIa, 3=IVc + VIIIb.

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2008-IV.

El Índice de Disimilitud es 26%, lo que quiere decir que uno de cada cuatro hijos tendría que cambiar de ocupación para que la distribución de clases de los hijos fuese idéntica a la de los padres. Debido a ello, la movilidad circulatoria es mayor que la movilidad estructural:⁶ mientras que el 26% de la movilidad proviene del cambio estructural, el 37% correspondería a procesos de movilidad circulatoria. En ese sentido, se puede decir que si bien buena parte de los procesos de movilidad se deben a cambios demográficos y económicos que ha experimentado la sociedad peruana en conjunto (reseñados en las secciones previas) y no tanto a cambios relativos al interior de la estructura de clases, hay otras dinámicas de movilidad que sí tendrían que ver con desplazamientos y cambios relativos al interior de la estructura social peruana. La extensión de esos desplazamientos y forma de los cambios relativos entre clases es lo que se discutirá a continuación.

Una manera de empezar ese análisis es a través de los datos de movilidad vertical. Ésta es principalmente ascendente, tanto para el esquema de siete clases (48%), como de cuatro macroclases (40%), aunque si utilizamos un esquema más resumido de tres macroclases, la movilidad vertical ascendente (28%) es muy similar a la movilidad no vertical (27%). En otras palabras, si bien bajo los dos primeros esquemas ha sido mayor el porcentaje de trabajadores hombres que mejoraron la situación con respecto a sus

6 La movilidad circulatoria es aquella proporción de la movilidad total que no proviene de los cambios estructurales de una generación a otra. Más adelante se considera la movilidad relativa o fluidez, un término que los diferentes autores consideran como más apropiado para distinguirlo de la movilidad estructural.

padres en términos de la jerarquía de la ocupación, lo que el tercer esquema refleja es que mucha de esta movilidad ha sido en realidad entre clases contiguas en términos de su posición jerárquica. Buena parte de esa movilidad se debe a las trayectorias migratorias del campo a las ocupaciones manuales no calificadas en las zonas de aglomeración urbana. Como lo veremos en detalle, para el caso específico de quienes provienen de la macroclase rural, sólo el 6.7% alcanza la clase de servicios.

Otro resultado interesante es que, en conjunto, el país ha experimentado más movilidad vertical de tipo ascendente o movilidad no vertical que movilidad descendente.

Tablas de entrada y salida

El análisis de las tablas de origen (Cuadro 8.A1 del Anexo) permite observar cómo todas las clases tienen una alta proporción de orígenes rurales. Las clases agrícolas son las que tienen el origen rural proporcionalmente mayor, pero un tercio de la clase de servicios proviene también del sector rural. Esto de alguna manera confirma los procesos de movilidad de la población rural.

Por su parte y en términos de las tablas de salida (Cuadro 8.A2 del Anexo), se observa un patrón hereditario importante en las clases altas, tal como Benavides (2002) señaló anteriormente: cerca de la mitad de hijos de la clase de servicios se ubican a su vez en clase de servicios. Son también importantes las herencias de clases de trabajadores manuales poco calificados y de los pequeños productores rurales.

Finalmente, se puede observar la existencia de procesos de movilidad descendente y la poca movilidad ascendente de largo alcance. Como se expuso antes, estos datos permiten matizar los

hallazgos anteriores sobre movilidad circulatoria al precisar mejor las características de los procesos de movilidad.

8.5 MOVILIDAD RELATIVA

A continuación describimos brevemente los modelos log-lineales.⁷ El primer modelo es el de *independencia condicional*, que supone una movilidad perfecta; a saber, no existe asociación entre clase de origen y clase de destino. Los estadísticos de ajuste de este modelo se utilizan como línea de base para comparar la bondad de ajuste de los demás modelos. El segundo es el de *diagonal principal*, que asigna a las trayectorias de herencia una asociación similar, y asume movilidad perfecta para al resto de trayectorias.

El siguiente modelo es el de *cuasi-independencia*. Éste asigna distintas trayectorias de herencia en los diferentes grupos, e igualmente asume para al resto de trayectorias una movilidad perfecta. Los siguientes dos modelos parten del modelo de *cuasi-independencia* y asignan características de asociación a ciertas trayectorias fuera de las celdas de herencia.

El modelo de *cuasi-independencia con esquinas cruzadas* enfatiza la movilidad entre la clase de pequeños agricultores y la de trabajadores agropecuarios, así como entre la de servicios y la no manual de rutina. Para el resto de trayectorias aún se asume una movilidad perfecta. El modelo *cuasi-independencia con esquinas cruzadas y corto alcance* mantiene las especificaciones del modelo anterior y agrega parámetros que asumen, para el resto de trayectorias, una movilidad de corto alcance.

7 Para mayores detalles revisar el capítulo 2 del libro.

Los siguientes tres son los modelos de *cruces* o *crossing models*, que asumen barreras o dificultad de movilidad entre clases adyacentes (Goodman 1972). Del mismo modo, plantean barreras entre macroclases, en el esquema de 3 y 4 grandes grupos jerárquicos de clases.

El siguiente modelo es el *Modelo CASMIN* que enfatiza una serie de trayectorias específicas basándose en supuestos teóricos establecidos por sus autores (Erikson y Goldthorpe 1992) sobre la base de estudios anteriores de la estratificación y movilidad social en sociedades industrializadas. Este modelo combina cuatro patrones de asociación origen-destino. El primero es la *jerarquía*, que supone diferencias jerárquicas (1) entre tres macroclases, así como (2) entre la clase de servicios y las clases rurales o de trabajadores calificados. El segundo es la *herencia*, que asume una tendencia a la herencia de clase social (1) para todas las clases, (2) específicamente en la clase de servicios, pequeña burguesía y pequeños agricultores y (3) únicamente para la clase de pequeños agricultores independientes. El tercero es el *sector*, que supone barreras a la movilidad entre las clases rurales y el resto de clases. El último patrón es *afinidad*, que considera dos patrones de relación entre clases: (1) barrera entre la clase de servicios y la de trabajadores agrícolas, y (2) fluidez entre trabajadores manuales calificados y no calificados, entre pequeña burguesía y pequeños agricultores, y entre clase de servicios y pequeña burguesía, por último entre clase de servicios y no manuales de rutina.

Con el propósito de adaptar el modelo a nuestra situación social específica, adoptamos el esquema modificado del modelo CASMIN utilizado por Solís para el caso de México (ver capítulo 7). A diferencia del caso mexicano, en el Perú no hemos encontrado una magnitud

importante de herencia específica en la clase de peones agrícolas, por lo que hemos optado por no modificar los patrones de herencia.

Por otra parte, el modelo de cuasi-independencia con asociación uniforme introduce una escala uniforme y vertical para medir la distancia entre las clases. Asume que la propensión a la movilidad entre las clases depende de su distancia en esta escala. Los valores corresponden al ordenamiento jerárquico de las clases.

Finalmente, trabajamos con el modelo de cuasi-independencia con distancias lineales o «linear-by-linear». Este modelo utiliza una escala basada en alguna variable que provea información acerca de las distancias sociales entre clases. La escala calculada está estandarizada con base en la clase de trabajadores rurales (que tienen los valores más bajos). Las variables que usamos para determinar distancias son el ingreso promedio y el nivel socioeconómico de hijos, así como los años de escolaridad promedio y el ISEI promedio de padres e hijos.

Para la comparación de estos modelos, utilizaremos principalmente tres medidas de bondad de ajuste: el coeficiente de información bayesiano (BIC), el índice de disimilitud (ID) y el coeficiente G^2 . En el capítulo metodológico del libro se discuten las ventajas y desventajas de cada uno de estos coeficientes.

El modelo de diagonal principal (ver Cuadro 8.3) ajusta mejor los datos que el modelo de independencia. Con el modelo de cuasi-independencia el ajuste mejora, lo que quiere decir que las trayectorias de herencia son diferentes entre clases, y no similares como lo asume el modelo de diagonal principal. Sin embargo, los estadísticos de ajuste indican aún que estos modelos están lejos de alcanzar una bondad de ajuste aceptable.

En el siguiente modelo de independencia con esquinas cruzadas, se

CUADRO 8.3
MEDIDAS DE BONDAD DE AJUSTE DE MODELOS LOG-LINEALES,
POBLACIÓN MASCULINA

MODELO	G. L.	BIC	ID	G ²
1. INDEPENDENCIA CONDICIONAL	36	306.0	21.3	581.2
2. DIAGONAL PRINCIPAL	35	37.2	14.0	304.8
3. CUASI INDEPENDENCIA	29	23.0	10.6	244.7
4. CUASI INDEPENDENCIA + ESQUINAS CRUZADAS	27	-91.4	7.0	115.0
5. CUASI INDEPENDENCIA+ ESQUINAS CRUZADAS, CORTO ALCANCE	26	-97.5	6.2	101.3
6. CRUCES, 7 CLASES	30	-148.6	6.4	80.7
7. CRUCES, 4 MACROCLASES	33	-168.9	6.7	83.4
8. CRUCES, 3 MACROCLASES	34	19.3	13.4	279.3
9. MODELO CASMIN	28	-131.6	5.3	82.5
10. MODELO CASMIN MODIFICADO	28	-156.4	4.4	57.7
11. CUASI INDEPENDENCIA + ASOCIACIÓN UNIFORME	28	-77.4	7.9	136.7
12. CUASI INDEPENDENCIA + INGRESO	28	-114.6	6.4	99.5
13. CUASI INDEPENDENCIA +NSE	28	-127.4	6.0	86.6
14. CUASI INDEPENDENCIA + ESCOLARIDAD	28	-98.0	7.0	116.1
15. CUASI INDEPENDENCIA +ISEI	28	-41.5	9.0	172.6
16. CUASI INDEPENDENCIA +ESCOLARIDAD, INGRESOS	27	-107.2	6.4	99.2
17. CUASI INDEPENDENCIA +ESCOLARIDAD, NSE	27	-121.2	5.9	85.2

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2008-IV.

asume una mayor movilidad entre clases rurales y entre la clase de servicios y la no manual de rutina. Como vemos, el ajuste mejora considerablemente, especialmente en cuanto al BIC, que pasa a -91.4. Esto confirma la importancia de las movilidades de corta distancia en los extremos de la jerarquía de clases. En el siguiente modelo, los parámetros de movilidad de corto alcance para clases diferentes a los extremos también mejoran el ajuste, y por el BIC podemos hablar de un modelo mejor al anterior. De los modelos hasta ahora revisados, este último tiene el mejor índice de disimilitud, con 6.2% de casos mal clasificados. En ese sentido, se puede hablar de una estructura social con patrones de herencia heterogéneos entre clases y procesos de movilidad relativa importante entre clases cercanas socialmente.

Los siguientes tres modelos de cruces, al considerar una barrera de movilidad entre clases adyacentes, tienen más grados de libertad que los modelos de cuasi-independencia y el modelo CASMIN clásico. El modelo de cruces, con el esquema básico de siete clases, mejora el ajuste en cuanto al BIC (-148.6) y el G^2 (80.7), sin embargo retrocede en cuanto al ID con respecto al modelo anterior. En el modelo de cruces para cuatro macroclases, el ajuste mejora significativamente. Como vemos, se trata del BIC más bajo hasta este punto. Sin embargo, el índice de disimilitud y G^2 no mejoran con respecto a modelos anteriores. Observamos que el modelo de cruces de tres macroclases se aleja mucho del ajuste alcanzado con el modelo de cuatro macroclases. Estos resultados confirman en general las barreras existentes para las movilidades de larga distancia.

El modelo CASMIN de Erikson y Goldthorpe (modelo 9) presenta indicadores de ajuste que sólo superan al modelo de cruces

(7 clases) por un punto porcentual en el Índice de Disimilitud. Por su parte, el modelo adaptado por Solís reproduce muy bien los datos con un ID de 4.5 y un G^2 de 61.5. El cambio en los parámetros de jerarquía y herencia es un aporte importante en el ajuste del modelo CASMIN con medidas de ajuste muy equilibradas.

Los modelos de cuasi-independencia con distancias lineales presentan ajustes moderados, que no superan las medidas obtenidas en los modelos anteriores. El modelo con distancias por nivel socioeconómico (modelo 13) es el que mejor ajusta de este conjunto de modelos, con un BIC de -127.4.

Si observamos el ejercicio en conjunto, advertimos que el modelo CASMIN adaptado y el modelo de cruces con cuatro macroclases son los que mejor capturan las trayectorias ocupacionales intergeneracionales en la población masculina peruana.

En el Cuadro 8.4 observamos los coeficientes de asociación correspondientes a cada parámetro del modelo de cruces, así como a cada patrón de movilidad establecido por el modelo CASMIN adaptado. Podemos ver que los coeficientes del modelo de cruces son estadísticamente significativos y negativos, lo que implica que es más probable que no exista movilidad entre las macroclases. Si bien existen barreras a la movilidad entre las cuatro macroclases, éstas no poseen la misma magnitud. La barrera de movilidad más importante es aquélla que se da entre propietarios agrícolas y trabajadores manuales no calificados (3). Lo anterior nos sugiere que el tránsito hacia contextos urbanos para los hijos de propietarios agrícolas quizá siguió otro camino (hacia la clase pequeña propietaria urbana, por ejemplo). Con un coeficiente de -0.89, la magnitud de esta barrera casi dobla la de los otros casos. La movilidad entre la clase de servicios (1) y la clase intermedia de no manuales

de rutina (2), así como aquélla entre la pequeños propietarios no agrícolas y la clase de trabajadores manuales poco calificados, tienen un coeficiente de -0.46 y -0.48, respectivamente.

CUADRO 8.4
COEFICIENTES DE ASOCIACIÓN SEGÚN PARÁMETRO,
MODELOS SELECCIONADOS

	COEF.	SIG.
CRUCES, 4 MACROCLASES		
I+II - IIIa+b	-0.46	0.000
V+VI-VIIa	-0.48	0.000
VIIa - IVC	-0.89	0.000
MODELO CASMIN ADAPTADO		
JERARQUÍA 1	-0.48	0.000
JERARQUÍA 2	-0.34	0.009
HERENCIA 1	-0.05	0.690
HERENCIA 2	0.13	0.510
HERENCIA 3	0.54	0.016
SECTOR	-0.67	0.000
AFINIDAD 1	-0.69	0.008
AFINIDAD 2	-0.03	0.724

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2008-IV.

En cuanto al modelo CASMIN, los parámetros estadísticamente significativos son los de Jerarquía, Sector, Herencia 3 y Afinidad 1. Este último parámetro tiene un coeficiente proporcionalmente más elevado, lo que indica barreras significativas entre las clases de servicios o profesionales y las clases rurales (-0.69). La Herencia 3 nos indica una fuerte herencia entre pequeños agricultores (0.54), en un contexto donde hay fuertes barreras por Sector,

entre actividades agrícolas y no agrícolas (-0.67). Son significativas también las barreras de jerarquía entre las tres macroclases (-0.48) y entre las clases extremas (-0.34).

8.6 CONCLUSIONES

Tanto las cifras de movilidad absoluta como las vinculadas con las medidas relativas de movilidad señalan que los patrones de herencia no son tan relevantes para el conjunto de la estructura social peruana. Sea por consecuencias vinculadas con cambios estructurales (la migración del campo a la ciudad, por ejemplo) o por reacomodos en las propias clases sociales como consecuencia de la reforma agraria, la crisis de los años ochenta y la aparición de la informalidad, el Perú ha tenido, en general, mucha movilidad social. La estructura social ha cambiado más de lo que se ha reproducido; no obstante, lo relevante es entender la naturaleza del cambio y la reproducción en la sociedad peruana.

La dinámica de los trabajadores y propietarios, en ese sentido, resulta ilustrativa. Si bien la mayoría de las clases sociales tiene un antecedente rural importante (como resultado de los procesos migratorios), los patrones relativos de herencia aún son más fuertes en las clases rurales (especialmente la de pequeños propietarios). Así lo confirman las tablas absolutas y los parámetros de herencia específicos para dicho grupo. Al tener una tendencia mayor hacia la herencia, las clases rurales tienden a reproducirse de manera más importante que las otras clases ocupacionales. Asimismo, experimentan, en promedio, más barreras significativas para vincularse con las diferentes clases urbanas. Estas segundas tienden a procesos de movilidad relativa y absoluta más importantes que las clases rurales.

Lo anterior no anula, sin embargo, el hecho que las clases rurales tengan niveles importantes de movilidad relativa. Lo que ocurre es que dicha fluidez pareciera a su vez bloquearse por otra característica relevante de la estructura social peruana: las barreras y jerarquías entre las clases de los extremos de la estructura pero también entre las diferentes macroclases. En ese sentido, pareciera que las barreras a la movilidad de largo alcance para este grupo —como para las otras clases urbanas más distantes de la clase de servicios— terminan por opacar las otras movilidades de menor alcance, tanto al interior de las clases rurales como entre éstas y grupos socialmente cercanos.

Lo dicho nos obliga a precisar cómo son los procesos de movilidad peruana. ¿Qué características tiene entonces la movilidad no estructural que ha experimentado la sociedad peruana? Se trata de una fluidez social asociada principalmente con movilidad entre clases no agrícolas (aunque no principalmente de larga distancia). Lo anterior incluye procesos de movilidad descendente entre ellas, pero también fluidez asociada con movilidades al interior de las clases rurales. En esos casos, sin embargo, no es posible vincular dichos procesos de movilidad con mejoras en las oportunidades sociales, o con movilidades verticales ascendentes. Se trata de movilidades no verticales (es decir que no cambian posiciones de prestigio) o movilidades de corta distancia. Esta dinámica podría incluso relacionarse con entradas y salidas de la pobreza; característica esta última, identificada por la literatura sobre pobreza y vulnerabilidad (Herrera 2001). Esa movilidad social podría reflejar, más que igualdad de oportunidades, vulnerabilidad social vinculada con periodos de profun-

das transformaciones por crisis económicas y migraciones.⁸

Las evidencias de movilidad social, unidas a la existencia de barreras jerárquicas para ciertos grupos, configuran un patrón de estructura social que no puede entenderse por completo sin dejar de mencionar otras características estructurales que matizan los procesos de cambio social y de mejora de oportunidades en el tiempo. Nos referimos a los impactos de la persistente exclusión del acceso a los activos de educación, salud y trabajo por razones de lengua y etnicidad, elemento que no ha sido investigado en cuanto a su impacto sobre la estructura social y que podría estar detrás de las barreras geográficas y entre grupos extremos. Ello podría ayudar a entender cómo una sociedad donde ha existido una reforma agraria, una sociedad que ha expandido notablemente su sistema educativo y que en los últimos años ha logrado mejorar su economía, aún es, a pesar de su poca reproducción social, una sociedad jerárquica y dual en términos geográficos. Así pues, en un país como el Perú, la ausencia de reproducción social no necesariamente ha llevado a la igualdad de oportunidades o a una sociedad más justa.

Finalmente y dada la poca reproducción social existente en la estructura social peruana según estos resultados, se reafirman las conclusiones de los estudios anteriores hechos principalmente sobre la base de una muestra únicamente urbana, con base en los procesos de movilidad sobre la construcción de clases sociales. En

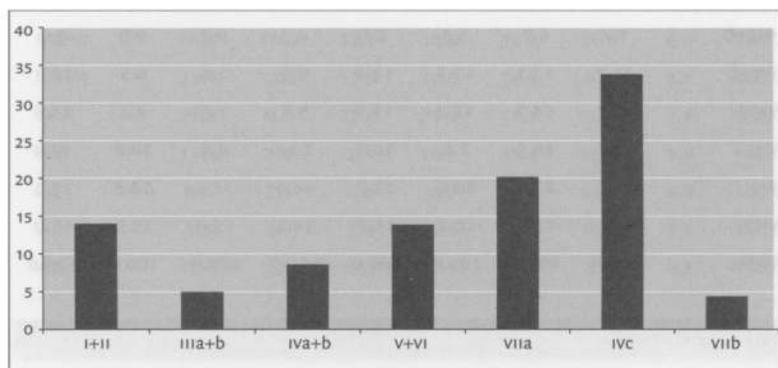
8 Con la información disponible es aún imposible analizar los patrones de movilidad y reproducción social de los últimos años asociados con el crecimiento, mayor estabilidad económica y reducción relativa de la migración.

la medida en que somos una sociedad que experimenta procesos importantes de movilidad estructural y fluidez social (no jerárquica), la construcción de clases sociales es un proceso aún muy inestable, en especial donde menor herencia ha existido: los sectores intermedios. Éstos siguen constituyendo clases poco estructuradas si los comparamos con las clases de servicios, las clases agrícolas y de trabajadores urbanos.



ANEXO

GRÁFICA 8.A1
ESTRUCTURA DE CLASES DE HIJOS, POBLACIÓN MASCULINA (%)



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2008-IV.

CUADRO 8.A1
TABLAS DE ENTRADA, POBLACIÓN MASCULINA

TOTAL NACIONAL								
ORIGEN	DESTINO							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVC	VIIb	
I+II	16.7	7.6	2.2	10.0	4.7	0.6	2.2	7.8
IIIa+b	1.7	6.7	3.3	3.1	4.3	0.7	0.0	3.9
IVa+b	13.7	17.1	17.2	13.4	6.6	1.6	6.5	10.1
V+VI	13.7	14.3	18.3	11.3	5.7	1.3	3.2	11.5
VIIa	15.4	18.1	7.8	16.8	20.1	4.8	10.8	17.4
IVC	33.5	23.8	40.6	33.7	44.4	75.6	54.8	38.2
VIIb	5.5	12.4	10.6	11.7	14.2	15.4	22.6	11.0
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

POBLACIÓN URBANA								
ORIGEN	DESTINO							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVC	VIIb	
I+II	4.8	0.0	0.0	5.0	1.9	0.6	0.9	0.9
IIIa+b	2.4	0.0	0.0	2.5	1.9	0.7	0.0	0.7
IVa+b	11.9	0.0	5.1	7.5	3.8	1.7	1.4	2.5
V+VI	4.8	0.0	2.6	15.0	3.8	1.1	1.4	1.9
VIIa	0.0	10.0	1.3	12.5	10.4	4.3	5.2	4.8
IVC	71.4	90.0	64.1	50.0	62.3	75.3	72.2	72.5
VIIb	4.8	0.0	26.9	7.5	16.0	16.5	18.9	16.7
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2008-IV.

CUADRO 8.A2
TABLAS DE SALIDA, POBLACIÓN MASCULINA

TOTAL NACIONAL								
ORIGEN	DESTINO							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	42.2	6.9	3.5	25.0	17.2	3.5	1.7	100.0
IIIa+b	10.0	14.0	12.0	18.0	36.0	10.0	0.0	100.0
IVa+b	23.1	10.4	17.9	22.5	16.2	6.4	3.5	100.0
V+VI	25.5	9.6	21.0	21.0	15.3	5.7	1.9	100.0
VIIa	17.6	7.4	5.5	19.1	33.2	13.3	3.9	100.0
IVc	9.2	2.3	6.8	9.2	17.6	50.1	4.8	100.0
VIIb	5.9	4.8	7.0	12.5	22.1	40.1	7.7	100.0
TOTAL	16.0	8.7	18.2	14.7	31.4	6.6	4.5	100.0

POBLACIÓN RURAL								
ORIGEN	DESTINO							TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	IVc	VIIb	
I+II	15.4	0.0	0.0	15.4	15.4	38.5	15.4	100.0
IIIa+b	10.0	0.0	0.0	10.0	20.0	60.0	0.0	100.0
IVa+b	14.3	0.0	11.4	8.6	11.4	45.7	8.6	100.0
V+VI	7.4	0.0	7.4	22.2	14.8	37.0	11.1	100.0
VIIa	0.0	1.5	1.5	7.4	16.2	57.4	16.2	100.0
IVc	3.0	0.9	4.9	2.0	6.5	67.8	15.0	100.0
VIIb	0.9	0.0	9.0	1.3	7.3	64.5	17.1	100.0
TOTAL	3.0	0.7	5.6	2.8	7.5	65.3	15.1	100.0

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2008-IV.

CAPÍTULO 9
**MOVILIDAD SOCIAL INTERGENERACIONAL
EN MONTEVIDEO 1996-2010***

Marcelo Boado

9.1 INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS

El objetivo general de este trabajo es examinar a profundidad la movilidad y reproducción social de las clases sociales en Montevideo, capital de Uruguay. Surgió del proyecto «60 años de movilidad social en el Uruguay»,² el cual tiene como finalidad generar un panorama de largo plazo sobre la movilidad social en el Uruguay, al integrar las encuestas específicas de movilidad de 1959, 1996 y 2010 realizadas para la ciudad de Montevideo, y las de 2000 y 2012 para Maldonado y Salto.

En este trabajo se analiza la movilidad social sólo en la ciudad de Montevideo. Para ello se utilizan los resultados de las dos últi-

-
- * Los datos de movilidad ocupacional para este capítulo se generaron en el marco de proyectos financiados por la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC) de la Universidad de La República en 2000 y 2010; por la Junta Nacional de Empleo (JUNAE) en 1996; y por el Instituto Nacional de Empleo y Formación Profesional (INEFOP) en 2010.
- 2 Asimismo este trabajo se inscribe dentro de las actividades que desarrolla el Grupo de Investigación CSIC «Transiciones Educación Trabajo (TET)», que estudia el fenómeno de la movilidad social y la desigualdad de oportunidades en perspectivas transversal y longitudinal, con múltiples metodologías.

mas muestras realizadas por el autor en 1996 y 2010. El análisis se concentra en las tablas de movilidad que surgen de dichas encuestas.³ Se recuperan las hipótesis y conclusiones de varios autores uruguayos e internacionales sobre el tema. Para eso, como señalaron Duncan (1966), Filgueira y Geneletti (1981) y Goldthorpe (1987), es preciso distinguir las hipótesis que son propias del tipo de abordajes basados en la tabla de movilidad social de las que pertenecen a los enfoques de tipo histórico-estructural, que no pueden ser respondidas, de momento, por este tipo de trabajo.

Resulta útil precisar los contextos en los cuales se realizaron las encuestas. En Uruguay, entre 1996 y 2010, el Producto Interno Bruto (PIB) en dólares PPA casi se duplicó, y más del 53% del PIB nacional siempre fue Montevideo. No debe olvidarse, sin embargo, que entre estos dos momentos ocurrió la severa crisis financiera de 2002/2003. En Montevideo, en el periodo 1996-2010, la población total creció al 0.5% anual, la participación de las mujeres en la PEA pasó del 45% al 48%, y la PEA total siempre representó el 45% de la del país.

En Uruguay, las épocas en las que se realizaron los muestreos que se usan aquí fueron socioeconómicamente diferentes. A mitad de los noventa dominaba un retroceso de la protección estatal en las negociaciones colectivas y en las políticas sociales. En el siglo XXI y en los años de la muestra más reciente, la situación era la opuesta. Se experimentaba un proceso de rápido crecimiento eco-

3 En 1996, las encuestas fueron financiadas por la Junta Nacional de Empleo (JUNAE) (hoy transformada en Instituto Nacional de Empleo y Formación Profesional (INEFOP)), y en 2010, la Comisión Sectorial de Investigación Científica de la Universidad de la República (CISC-UDELAR).

nómico, del orden del 5% anual. Conviene preguntarse entonces en qué medida los modelos examinados de movilidad presentan variaciones entre los periodos de observación.

Hay otras razones que también hacen importante comparar dos encuestas como las de 1996 y 2010. En primer lugar, es un intervalo prudencial porque, como muestran varios trabajos de este libro, las encuestas de movilidad social suelen replicarse cada ocho, diez o doce años por los diferentes organismos estadísticos nacionales (ver ejemplos de Brasil y México). En segundo lugar, porque por lo general, la periodicidad de los levantamientos está en función de los escasos financiamientos, por lo que debe aprovecharse la oportunidad —poco frecuente en América Latina— de realizar comparaciones en el tiempo cuando los datos están disponibles. En tercer lugar, porque se requiere de un lapso considerable para que los cambios sociales se expresen en las historias de vida ocupacionales. Pensemos que en trayectorias de vida que se extienden al menos treinta años, un intervalo entre levantamientos que alcanza casi la mitad de la vida activa de un adulto promedio, permite examinar a fondo los efectos de los periodos histórico-sociales. Finalmente, un análisis comparativo de ambos periodos permite realizar una prueba de la hipótesis de fluidez constante, que sostiene la invariancia temporal de la movilidad relativa (Erikson y Goldthorpe 1993, Breen et al. 2004). Estos enfoques suelen ser criticados por quienes, al reunir un mayor número de datos, sostienen que en el marco de procesos de larga duración, la fluidez constante no se sostiene (Lambert Prandy et al. 2007).

En consecuencia, el trabajo se orienta hacia la comparación en el tiempo y en el marco de las discusiones propias del campo, que tiene hipótesis claras sobre la movilidad social en general y sobre

los intercambios entre clases en el Uruguay. También busca compararlas con la tendencia internacional. Pretende asimismo aportar información sobre los determinantes de género, ya que la participación de las mujeres es elevada y creciente en el marco de una población estable y de un PIB muy dinámico.

Este trabajo tiene varias secciones. La primera es la presente. En la segunda se discuten los antecedentes uruguayos y sus conclusiones a través del tamiz de las formulaciones teóricas más recientes de la movilidad. La finalidad es reordenar ese conjunto de conclusiones y poder reutilizar algunas de ellas como hipótesis a contrastar. En la tercera sección se presentan los métodos de relevamiento y los instrumentos aplicados para generar los datos. En la cuarta sección se examina la consistencia del esquema de clases en relación con los ingresos y el nivel educativo. En la quinta sección se presenta un análisis exhaustivo de las tendencias generales de la movilidad social observada en los datos en 1996 y 2010. Se destacan los efectos generales de la movilidad y la reproducción de clases, así como los efectos por sexo. En la sexta sección se examina de modo descriptivo la reproducción y movilidad de las clases y sus tendencias entre los años. Lo anterior resulta relevante para identificar transformaciones de cercamiento o permeabilidad de las clases sociales. En la séptima sección se examina de modo convencional la fluidez social entre años de relevamiento y entre géneros, aplicando los modelos CNSF y UNIDIFF. En la octava sección se exploran los patrones de asociación subyacentes a la fluidez en cada año y en cada género. Se aplican modelos clásicos provenientes de las tradiciones norteamericana y europea para el examen de la movilidad, pero se busca vincular los resultados con los hallazgos previos de la sección sexta. Finalmente y en la

novena sección, se resumen y reinterpretan los resultados. Se destacan las hipótesis que mejor ajustan a los datos.

9.2 LOS ANTECEDENTES URUGUAYOS EN MOVILIDAD SOCIAL

Leer referencias a la movilidad social en numerosos trabajos uruguayos contemporáneos que examinan la estructura social, el empleo, el consumo, la pobreza, la desigualdad social de diversa índole, etc., es más que común. Sin embargo, en pocos de ellos se examina la movilidad social de la manera precisa y usual con que lo hace la literatura especializada. En general, lo que se hace es crear una hipótesis sobre efectos que influirían sobre resultados de movilidad social, pero no se analiza el asunto de manera específica, sino que se deja abierto a hipótesis *ad hoc*. En algunos casos, no queda claro qué es lo que se entiende por movilidad social, ¿se trata del tamaño de los grupos, o de las oportunidades de cambiar de grupo? Y quizá, cómo ello se vincula con otros procesos macrosociales. No es posible pasar revista a todos ellos, sino sólo a los que consideramos relevantes para el presente trabajo y para la información que se procesa. Con esto queremos situar la discusión y dar significado a nuestros objetivos en el contexto de los estudios actuales.

En Uruguay podemos identificar cuatro aportes en el tema de la movilidad social: Labbens y Solari (1966), Filgueira (1973), Errandonea (1989) y Boado (2004, 2009). No todos ellos abordan la movilidad social de la misma forma. Puede distinguirse entre ellos una historicidad en el tratamiento de la movilidad social, que refleja las preguntas de investigación y los desarrollos teóricos de las épocas respectivas.

El trabajo de Labbens y Solari (1966) sobre la movilidad intergeneracional en Montevideo,⁴ basado en la encuesta de 1959, fue el primero y el más representativo en el tema hasta 1996, hasta que Boado y sus colaboradores retomaron de manera sistemática y periódica el análisis de datos en movilidad social. La encuesta de movilidad social en Montevideo de 1959 fue realizada por el Instituto de Ciencias Sociales (ICS) de la Facultad de Derecho y Ciencias Sociales de la Universidad de la República, bajo el auspicio del Consejo Latino Americano de Investigaciones Sociales, y en paralelo con las ciudades de Buenos Aires, Río de Janeiro y Santiago de Chile.

En su artículo, Labbens y Solari examinaron detalladamente las tablas de movilidad de los encuestados. Sus hallazgos, a partir de las tasas absolutas de movilidad y de los coeficientes de Glass, señalaron, por un lado, que la movilidad social ascendente estaba en declive en ese momento, dado que la retención en las posiciones de origen era importante. Por otro, que la movilidad se restringía a «movimientos cortos», fundamentalmente entre los estatus ocupacionales intermedio bajo y bajo, y entre los de estatus alto y medio alto. Por tanto, no había evidencia de una movilidad sostenida ascendente o descendente interestatus de larga distancia entre las clases sociales.

Labbens y Solari concluyeron que estaban frente a un proceso

4 El trabajo de Labbens y Solari fue publicado por primera vez en la revista *América Latina en Brasil* en 1962, y reimpresso por el propio Solari en 1966, en una colección de artículos de análisis e interpretación de la sociedad uruguaya: Solari, A.: «Estudios sobre la sociedad uruguaya»; Arca, Montevideo, 1966.

de retraimiento de la estructura socio-ocupacional, generado por la gran salarización de la mano de obra y la expansión de los servicios personales, resultado de la absorción de los inmigrantes que provenían de los departamentos del interior del país. Finalizaron su análisis pronosticando que la movilidad social ascendente continuaría a la baja, porque los uruguayos no tendrían oportunidad estructural de experimentar amplios movimientos de clase.

Filgueira (1973) no realizó un estudio típico de la movilidad social, ni un levantamiento de datos específico, pero sí discutió la relación entre la educación y el proceso de desarrollo y crecimiento. Señaló los resultados incompletos de esta relación macrosocial en el caso uruguayo. El trabajo de este autor se basa en datos secundarios que provienen del censo de población de 1963 y del censo de funcionarios públicos de 1972. A su vez, examina la participación de diferentes estratos socioeconómicos y educativos en el aparato público, y la evolución de sus retribuciones. Allí señaló que el retraimiento de la movilidad y de la estructura social era más grave de lo que se pensaba: las oportunidades ocupacionales y los ingresos monetarios no acompañaban a los jóvenes, y en especial, a los que más se educaban. Según este autor, tenía lugar un bloqueo de oportunidades, uno de cuyos resultados, más grave que el descenso de la movilidad misma augurado por Labbens y Solari, era la «incongruencia de estatus», concepto acuñado por Heintz (1966), para indicar un fenómeno con un potencial político disruptivo.

Claramente estos dos trabajos en torno a la movilidad están situados en su época. La movilidad social era uno de los objetivos del desarrollo, y con éste se pondría en funcionamiento una economía que permitiría el surgimiento de una clase social predes-

tinada a consolidarlo: la clase media. Se partía de una situación de desigualdad social profunda y duradera, con un fuerte predominio de un patrón cultural tradicional. El dinamismo económico propio de la industrialización podía contribuir a la creación no sólo de un proletariado, como ya se había visto en Europa y Estados Unidos, sino también de una clase media garante del cambio económico y cultural de cuño democrático necesario para el desarrollo. Fueron enfoques de la época, inicios de los años sesenta, inspirados en el surgimiento de las clases y las oportunidades sociales propias del desarrollo.

Errandonea (1989), en su estudio sobre las clases sociales del Uruguay, tampoco realizó un levantamiento de datos de movilidad, pero cotejó las conclusiones y predicciones de Labbens y Solari sobre la base de su propio análisis de los censos de población de 1975 y 1985, y de la evolución de la distribución del ingreso de los hogares en los años setenta y ochenta. Concluyó que no era posible afirmar que subsistiera el proceso de limitación de la movilidad socioocupacional ascendente como pronosticaron Labbens y Solari, y que ello se tradujera en una degradación completa de la estructura social. No obstante lo anterior, sí era notorio que había empeorado la calidad de vida para muchos sectores de la sociedad, probablemente al redefinir la significación de ciertas fronteras sociales.

Hasta este punto, pueden reconocerse dos linajes y numerosos clivajes. Los estudios de Filgueira y Errandonea prefirieron las fuentes de datos censales y se concentraron en el tamaño de los grupos. Sus esfuerzos se dirigieron a ver los efectos incompletos de la movilidad estructural. Este tipo de estudios no sólo no ha prosperado, sino que no se ha actualizado en más de 24 años. El estudio de Labbens y Solari prefirió la perspectiva de las historias

de vida ocupacionales, inaugurada en la época moderna por Glass (1963), y fortalecida luego por Duncan (*op. cit.*), Goodman (1965), Hauser (1978) y Goldthorpe (*op. cit.*).

Además de la cuestión metodológica, los estudios también representan clivajes en lo temático. Por un lado, preocupaban las condiciones del posicionamiento social y su correspondencia con el comportamiento sociopolítico; por el otro, la perspectiva de igualdad de oportunidades. Esta última, como muestra la bibliografía internacional, ha sido la que más ha avanzado. Lo anterior debido a que se han hecho más estudios de este tipo, se desarrolló la estadística, y se avanzó en la informática y en los sistemas de levantamiento de datos y acopio de información de manera inimaginable para los investigadores de los años sesenta, setenta y ochenta.⁵

Los estudios revisados hasta el momento forman parte de una primera época que fue actualizada por una serie de nuevos trabajos iniciados desde 1996 por Boado. En ese año, se emprendió la tarea de explorar la movilidad ocupacional en Montevideo, con auspicio y respaldo financiero de la Junta Nacional de Empleo (JUNAE) y la Dirección Nacional de Empleo (DINAE). En 2000, el estudio se amplió a dos localidades urbanas del interior del país gracias al financiamiento de la Universidad de la República. En todos los levantamientos de encuestas, Boado desarrolló muestras probabilísticas de la PEA de ambos sexos y no muestras independientes para cada

5 En la actualidad, cualquier estudio del pasado puede ser replicado, modelado y contrastado con cualquier estudio actual. Se dispone de miles de historias ocupacionales, lo cual permite reexaminar con mucho más detalle las hipótesis sobre el cambio histórico en la movilidad social.

sexo. Las razones fueron dos: a) porque las mujeres incrementaron sustancialmente su participación en la PEA (de un 25% en 1963 a un 44% en 1996) y b) porque los efectos de la desigualdad de género no pueden estudiarse separados de donde se producen.

A partir del trabajo de Boado publicado en 2009,⁶ pueden reconocerse varios clivajes con respecto a los trabajos previos. En primer lugar, el autor se orientó por las hipótesis más usuales que sostenían el análisis de las tasas absolutas de movilidad. Examinó el cercamiento de la cumbre, la movilidad de corta distancia, los contrapesos generacionales, y los 'rebotes' al origen social a lo largo de la carrera ocupacional. En segundo lugar, avanzó hacia los modelos estadísticos de la época al explorar el modelo de fluidez constante. En tercer lugar, midió los efectos de la educación y el capital social en las carreras ocupacionales. En cuarto lugar, además de recoger muestras de ambos sexos y generar marcos muestrales nuevos y específicos, típicamente urbanos, sustentó el análisis comparativo sobre el desarrollo y la desigualdad en las ciudades del país.

Los resultados producidos por Boado indicaron que, en términos generales, el proceso de reproducción de la desigualdad de oportunidades en Uruguay no parece apartarse significativamente del *mainstream* de los hallazgos internacionales. La movilidad social no cesó, como pronosticaron Labbens y Solari o Filgueira, ni mostró resultados contradictorios. Más bien, ella ha mostrado un aspecto más duradero y complejo, como vaticinaba Errandonea.

Salto y Montevideo resultaron ser muy semejantes entre sí en cuanto a la importancia de la herencia social; Salto, no obstante, fue

6 Tesis de doctorado de 2005 publicada en 2009: «Movilidad social en el Uruguay contemporáneo» IUPERJ/UdelaR.

la ciudad con la cumbre social más cerrada, y donde los efectos de bloqueos en el acceso a la cumbre social fueron más notorios. Montevideo y Maldonado se aproximaron más entre sí en la movilidad.

Por otro lado, todas las generaciones de entrevistados en las tres ciudades coincidieron en la exposición a la desigualdad social con una inercia muy grande, misma que los acompañó en más de una fase de su historia ocupacional. Pero el contraste entre la descripción de toda la carrera y la de su fase inicial arrojó que en ésta, los entrevistados de las ciudades del interior se vieron expuestos a una desigualdad social más notoria que en el caso de los de Montevideo.

El modelo de fluidez constante propuesto por Goldthorpe se aplicó a los entrevistados de ambos sexos y ajustó apropiadamente en las tres ciudades. Al separar por sexo y en cada ciudad, el modelo de fluidez constante intergeneracional (CNSF) ajustó sólo para las ciudades del interior, pero no para Montevideo. Esto puso en claro dónde primaba la desigualdad de clase y dónde la de género. Finalmente, el autor exploró el modelo CNSF sólo para los hombres jefes de 1959 y 1996. Así reunió sus datos con los del estudio de Labbens y Solari, y la hipótesis de la fluidez constante sí mostró tener vigencia. Lo anterior sugiere que, en Montevideo, los hombres jefes tenían trayectorias ocupacionales muy distintas a las de la muestra total, incluidas las mujeres.

En 2010, Boado realizó una encuesta adicional a los miembros activos de 850 hogares de Montevideo, y generó una base de datos —insumo para este trabajo— que cubrió las siguientes temáticas: movilidad social intergeneracional, movilidad sectorial, movilidad social intrageneracional (carrera ocupacional), calificaciones y formación educativa de los trabajadores y presencia del capital relacional en las carreras ocupacionales.

Este trabajo retoma el análisis allí donde lo dejó Boado en 2009. Integra las muestras de Montevideo de 1996 y 2010 y considera todas las conclusiones previas. En primer lugar, es menester separar en el análisis a hombres y mujeres, porque pueden tener patrones diferentes de herencia y movilidad. En segundo lugar, surge una secuencia de preguntas a partir de la revisión de los antecedentes, que si bien se generaron de las muestras de hombres, tienen utilidad formal y orientativa. La movilidad social ascendente, ¿ha sido decreciente como pronosticaron Labbens y Solari? ¿Se ha cerrado la cumbre social? ¿Las distancias entre las clases son más pronunciadas? ¿La movilidad social limita cambios ocupacionales en torno a posiciones intermedias de la estructura social? ¿Cómo evoluciona la fluidez social entre los dos puntos de observación? ¿Los modelos de movilidad y reproducción por clase y por género, son similares y estables en el tiempo? ¿Es estable la fluidez entre los géneros o se ahonda las diferencias observadas entre clase y género en 1996? ¿Sostienen el mismo patrón asociativo?

Responder a estas interrogantes tiene doble importancia. Por un lado, las preguntas pueden «des-historizarse», aunque haya analistas que crean que son aplicables en cualquier situación y lugar. La presente es una buena ocasión de mostrar cómo algunas hipótesis del pasado pueden subsistir y otras deben ser revisadas. También es importante saber si ciertas preguntas adquieren relevancia o bien son todavía precoces. Así, por ejemplo, el contexto del estudio de 1996 en Montevideo era de «desigualación», consecuencia del predominio de políticas de corte neoliberal, que implicaban desregulación de los mercados y retroceso del bienestar amparado por el Estado. Por su parte, el contexto del estudio de 2010 es un proceso de crecimiento, con una expansión que casi

había duplicado el PIB en precios corrientes en seis años. En estas condiciones, conviene preguntarse si alcanza sólo con la expansión económica y el bienestar para que mejoren en poco tiempo las condiciones de reproducción y movilidad social, o bien el cambio de viento macrosocial aún no se manifiesta en el patrón de movilidad, pues los procesos macrosociales no se expresan tan rápidamente en las trayectorias individuales de movilidad.

Por otro lado, el trabajo resulta relevante porque en él se reproduce una secuencia previamente consensuada de modelos de análisis en el proyecto de investigación que dio origen a este libro. Esta secuencia no sólo recoge preocupaciones comunes, sino que ayuda a verificar y estandarizar las preguntas de investigación ya mencionadas. Las hipótesis que subyacen a estos modelos también responden —con mayores matices en algunos casos— a las preguntas más comunes de la bibliografía que hemos revisado. Así, por ejemplo, se modela el efecto de la herencia de clase social, el efecto de la movilidad de corta distancia entre clases, el efecto de los bloques entre clases y el efecto de las distancias entre las clases. En este sentido, el ajuste de estos modelos contribuye a avanzar en una agenda general, pero ajustada al caso de Montevideo.

9.3 MÉTODOS

El presente estudio se basa en dos encuestas representativas de la población económicamente activa de ambos sexos mayor de 18 años de la ciudad de Montevideo, que alcanzaron 845 casos en 1996 y 2,021 casos en 2010. La muestra fue estratificada y polietápica, con afijación proporcional al tamaño de las secciones censales de la ciudad de Montevideo. La diferencia de tamaños muestra-

les de cada año, pese a contar con una precisión del 95%, se reflejó en diferentes márgenes de error en cada caso (1996: 3.3; 2010: 2.1), para la prevalencia de participación en la PEA según sexo.

Ambos cuestionarios constaron de dos piezas. La primera fue de identificación del encuestado y otros miembros del hogar (género, posición en su hogar, edad, origen geográfico, educación, condición de actividad de todos los miembros del hogar), levantamiento de indicadores de bienes del Índice de Nivel Socio Económico. La segunda registró toda la historia laboral para el miembro activo del hogar seleccionado, en función de la fecha de nacimiento; desde la posición ocupacional actual hasta el primer empleo estable, más la posición ocupacional del jefe de familia cuando tenía 15 años; descriptores de las tareas de las ocupaciones desempeñadas; mecanismos de acceso los empleos mencionados; nivel educativo logrado; e ingresos personales y del hogar.

La secuencia de análisis que sigue examinará las tendencias globales de la movilidad y herencia en Montevideo entre ambos años y entre géneros. La finalidad es identificar tendencias de conjunto y en las clases. En seguida se identificarán tendencias en la reproducción y el acceso a las clases sociales en cada año, que sirven para dar sustancia a conclusiones globales generales sobre la movilidad. Luego, con base en modelos log-lineales, se analizarán las tendencias asociativas de la movilidad con el fin de medir la estabilidad temporal de la movilidad y la herencia. Finalmente, se explorarán los patrones asociativos de la movilidad aplicando una secuencia de modelos —convenida con el conjunto de los autores del libro— que al integrar varias perspectivas teóricas, miden el efecto de la herencia social, las fronteras de clase social, los bloqueos a la movilidad social, y los circuitos de movilidad de corta distancia.

9.4 ESQUEMA OCUPACIONAL PARA EL ESTUDIO DE LA MOVILIDAD SOCIAL

Para la presente investigación sobre movilidad social en América Latina se adoptó el esquema CASMIN, mismo que se prefiere en numerosos estudios internacionales comparativos. La elaboración de las categorías de clases sociales del esquema CASMIN siguió los algoritmos de Hendrickx y Ganzeboom, disponibles en internet, e incorporó los ajustes necesarios a nuestras realidades (ver capítulo metodológico del libro).⁷ Con estos criterios se procesaron los datos de las encuestas de 1996 y 2010.

Para este trabajo y con base en la recomendación de sus creadores, las once clases se agruparon en siete: I+II, IIIa+b, IVa+b, v+VI, VIIa, VIIb. Ahora bien, dado que el diseño de la encuesta, tanto en 1996 como en 2010, extrajo solamente una muestra de la PEA urbana mayor de 18 años y con experiencia laboral de la ciudad de Montevideo, y se halló en cada muestra sólo 1% de posiciones sociales actuales en ocupaciones rurales, en los análisis que siguen se excluyeron todos los casos que reportaron orígenes y destinos en clases sociales de tipo rural. Lo anterior alcanzó un 8.5% del total de los casos en ambas muestras. Por ende, sólo se

7 La posición de clase surge de combinar nombre de la ocupación al momento de la entrevista según diccionario ISCO88 de OIT, más condición de supervisión de trabajo ajeno, más el tipo de relación laboral, según los algoritmos de Hendrickx y Ganzeboom, más correcciones adaptadas a la realidad de este continente, consensuadas por el colectivo de autores del libro. Para los desempleados se consideró la última ocupación desempeñada antes de la encuesta.

utilizaron las clases I+II, IIIa+b, IVa+b, V+VI, y VIIa. Se consideró el esquema de clases sociales CASMIN a 716 casos de 1996 y 1840 de 2010.

Un primer paso descriptivo fue medir la capacidad de diferenciación social del esquema CASMIN para Uruguay, a nivel general, según sexo y con variables continuas básicas como el ingreso personal declarado (en pesos y en dólares corrientes), los ingresos medios escalados en la media inferior (VIIa), y los años de escolaridad, bajo el procedimiento que se conoce como «análisis de la varianza» (Cuadro 9.1). Este análisis se exhibe para 1996 y 2010.

Las cinco categorías del esquema CASMIN confirman una desigualdad socioeconómica válida entre los entrevistados, por medio del análisis de la varianza, con pruebas F significativas al 0.01, en cualquiera de las variables elegidas como dependiente de la desigualdad de clase social.

Los resultados señalaron tres cosas. Primero, una consistencia apreciable para la diferenciación entre las clases, con coeficientes de variación aceptables en cada categoría, en particular el ingreso promedio estimado y en años de escolaridad. Segundo, un orden subyacente a las categorías en términos de ingresos promedio según clases CASMIN. Una jerarquía válida en términos estadísticos, que bien podría y para el caso uruguayo, reordenar el esquema CASMIN clásico en I+II, IVa+b, IIIa+b, V+VI, VIIa. Tercero, los años de escolaridad también recogen la jerarquización entre las clases en ambos años, de manera más suavizada, y sin exhibir variaciones sustanciales. Cuarto, en los Cuadros 9.A1 y 9.A2 del Anexo, puede verse que la desigualdad de género en materia de ingresos está subordinada a la desigualdad de clase para 2010, mientras que para 1996 es probable que interactuaran ambos fac-

CUADRO 9.1
MONTEVIDEO 1996 Y 2010, INGRESOS MEDIOS (EN PESOS Y DÓLARES CORRIENTES DEL AÑO),
INGRESOS MEDIOS ESCALADOS, Y AÑOS DE ESCOLARIDAD PROMEDIO SEGÚN CLASE SOCIAL CASMIN

EGP ACTUAL	1996				2010			
	1	2	3	4	1	2	3	4
TOTAL MUESTRA								
I+II	8616.1	974.3	2.7	14.3	23442.4	1155.9	3.3	14.9
COEF DE VAR.	0.794			0.214	0.299			0.268
IIIa+b	5752.1	650.4	1.8	10.9	15928.3	785.4	1.7	11.3
COEF DE VAR.	1.019			0.265	0.381			0.269
IVa+b	7037.4	795.8	2.2	9.5	16020.1	789.9	1.8	8.9
COEF DE VAR.	0.887			0.364	0.568			0.383
V+VI	3900.1	441.0	1.2	8.6	10766.6	530.9	1.5	8.7
COEF DE VAR.	0.568			0.326	0.448			0.284
VIIa	3192.6	361.0	1.0	7.9	7877.6	388.4	1.0	7.8
COEF DE VAR.	0.674			0.395	0.632			0.342
TOTAL	5695.3	644.0	-	10.4	14769.2	728.3	-	10.5
COEF DE VAR.	0.961			0.368	0.586			0.402
ANOVA (F) A 0.01	32.4	-	-	119.0	378.0	-	-	23.0

1 Ingreso promedio en pesos uruguayos; 2 Ingreso promedio en usd; 3 Ingresos medios escalados en VITA;

4 Años de escolaridad promedio.

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

tores. Finalmente, los años de escolaridad exhiben la misma tendencia para hombres y mujeres: crecen en las clases I+II, y IIIa+b y decrecen en las otras.

9.5 TENDENCIAS GENERALES DE LA MOVILIDAD SOCIAL ENTRE 1996 Y 2010

El objetivo de esta sección es examinar las tendencias globales observadas en la movilidad social en Montevideo entre 1996 y 2010 para los hombres y mujeres que integraban la PEA en cada año.

En el Cuadro 9.2 vemos los resultados según clase social de origen y de destino al momento de la encuesta en 1996 y 2010, para el conjunto de la muestra y separado por sexo del entrevistado. El origen social se representa por la ocupación del jefe de familia,⁸ según el entrevistado, cuando él o ella tenían 15 años de edad. La posición actual se representa por la última que tenía la persona al momento de la entrevista.

Los marginales que se exhiben representan la estructura de posiciones de clase al momento de cada encuesta, y los orígenes declarados por los entrevistados. Se advierten algunas variaciones de tamaño entre orígenes y destinos de las categorías. La categoría I+II, la clase de servicios, tiende a crecer entre cada muestra, y también lo hace la clase VIIa, los trabajadores no calificados. Esto ocurre tanto para hombres como para mujeres. En especial se advierte que el destino I+II crece sensiblemente para los hombres

8 El jefe de hogar declarado por el entrevistado podía ser su padre, o su madre, o con quién él/ella vivía a los 15 años, y era quien aportaba el principal ingreso del hogar.

hacia 2010. También se advierte que las categorías I+II, y V+VI, no son destinos ni mayoritarios ni crecientes para las mujeres entre ambas muestras.

CUADRO 9.2
TOTALES MARGINALES DE ORÍGENES SOCIALES Y POSICIONES ACTUALES
PARA MUESTRAS DE MONTEVIDEO 1996 Y 2010

MONTEVIDEO 1996						
CLASES	AMBOS SEXOS		SÓLO HOMBRES		SÓLO MUJERES	
	ORIGEN SOCIAL	POSICIÓN ACTUAL	ORIGEN SOCIAL	POSICIÓN ACTUAL	ORIGEN SOCIAL	POSICIÓN ACTUAL
I+II	14.2	23.3	13.9	18.5	14.6	29.5
IIIa+b	21.9	24.7	22.4	20.4	21.3	30.2
IVa+b	22.5	13.5	21.7	18.0	23.5	7.6
V+VI	25.1	19.3	24.1	24.3	26.3	12.7
VIIa	16.4	19.3	18.0	18.7	14.3	20.0
TOTAL	100	100	100	100	100	100

MONTEVIDEO 2010						
CLASES	AMBOS SEXOS		SÓLO HOMBRES		SÓLO MUJERES	
	ORIGEN SOCIAL	POSICIÓN ACTUAL	ORIGEN SOCIAL	POSICIÓN ACTUAL	ORIGEN SOCIAL	POSICIÓN ACTUAL
I+II	15.3	26.5	14.5	24.7	16.0	28.4
IIIa+b	16.7	20.3	16.7	15.5	16.8	25.2
IVa+b	19.9	13.9	20.5	17.2	19.4	10.3
V+VI	19.0	13.9	18.8	18.4	19.1	9.2
VIIa	29.1	25.5	29.5	24.2	28.7	26.9
TOTAL	100	100	100	100	100	100

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

CUADRO 9.3
ÍNDICES DE DISIMILITUD ENTRE ORÍGENES Y DESTINOS, SEGÚN SEXO,
AÑOS Y EL INTERPERIODO 1996 - 2010

	1996	2010	1996-2010
Disimilitud origen-destino ambos sexos	14.8	14.7	-
Disimilitud origen-destino hombres	5.8	10.2	-
Disimilitud origen-destino mujeres	29.5	20.8	-
Disimilitud origen gral-origen hombres	2.1	1.0	-
Disimilitud origen gral-origen mujeres	2.7	0.9	-
Disimilitud destino gral-destino hombres	9.7	7.9	-
Disimilitud destino gral-destino mujeres	11.7	8.3	-
Disimilitud origen 1996-origen 2010 ambos sexos	-	-	13.8
Disimilitud origen 1996-origen 2010 hombres	-	-	12.1
Disimilitud origen 1996-origen 2010 mujeres	-	-	15.8
Disimilitud destino 1996 - destino 2010 ambos sexos	-	-	9.8
Disimilitud destino 1996 - destino 2010 hombres	-	-	11.7
Disimilitud destino 1996 - destino 2010 mujeres	-	-	9.6

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

Tenemos un panorama *prima facie* que nos señala que hay clases hacia las cuales se concentran o distribuyen los cambios entre orígenes y destinos. Las mujeres se concentran en el trabajo no manual calificado y no calificado, y en el manual de baja calificación. Los hombres se distribuyen de manera más pareja en los destinos ocupacionales, aunque hasta 2010 no exhibieron un acceso a la clase de servicios como fue usual para las mujeres. Lo que sí queda claro es que las mujeres tienen una presencia muy menor en las posiciones que reflejan la destreza manual y la posesión de capital económico.

Esta distribución puede examinarse «a ojo» por el observador, pero el Índice de Disimilitud suele dar una mejor mano.⁹ Como señalan los Cuadros 9.3 y 9.4, y detallan los cuadros del Anexo, la disimilitud entre orígenes y destinos se sitúa en un 14.8% y 14.7% en cada año, sin presentar una tendencia decreciente como la que Breen y colaboradores (2004) percibieron en Europa a fines del siglo xx. Al precisar la disimilitud entre orígenes y destinos por sexo, se tuvo una tendencia creciente de 1996 a 2010 para los hombres, y una decreciente —aunque entre valores más elevados— para las mujeres. Como los orígenes de las mujeres suelen representarse, en su mayoría, por sus padres, examinamos la disimilitud de orígenes sociales por sexo respecto del promedio general en cada muestra. La conclusión es que esa disimilitud decrecía de clase a clase. En consecuencia y en el periodo observado, las mujeres ya no resultaron tan diferentes a sus orígenes y se aproximaron a los resultados de los hombres. Por otra parte, puede observarse que la disimilitud de orígenes entre 1996 y 2010, fue mayor para mujeres que para hombres; y a su vez la disimilitud de destinos fue menor para mujeres que para hombres. En todos estos resúmenes, no deja de aparecer un par de resultados relevantes del Cuadro 9.2: las clases I+II y VIIa concentran los movimientos de ambos sexos de un año a otro.

Las tasas absolutas de movilidad que vemos en el Cuadro 9.4 son las medidas que responden a un conjunto variado de preguntas

9 Conceptualmente, el Índice de Disimilitud es muy útil para estimar cuánto debería cambiarse de una distribución para reproducir exactamente la que se toma como línea basal. Este concepto es el que suele aplicarse en estudios de movilidad social.

que, históricamente y desde el trabajo pionero de David Glass y su equipo, ha modelado la agenda de los estudios de movilidad social.

CUADRO 9.4
MONTEVIDEO 1996 Y 2010 TASAS BRUTAS DE MOVILIDAD TOTAL Y POR SEXOS

ASPECTOS DESCRIPTIVOS DE MOVILIDAD	1996			2010		
	AMBOS SEXOS	VARONES	MUJERES	AMBOS SEXOS	VARONES	MUJERES
N	726	411	315	1840	985	835
Inmovilidad	30.3	33.1	26.7	28.6	30.2	27.0
Tasa de movilidad absoluta	69.7	66.9	73.3	71.4	69.8	73.0
Tasa de movilidad ascendente	39.5	35.3	45.1	45.5	42.9	48.1
Tasa de movilidad descendente	30.2	31.6	28.2	25.9	26.9	24.9
Índice de disimilitud (=mov. «estructural»)	14.8	5.7	29.5	14.7	10.2	20.8
Mov. «circulatoria» (=absoluta-estructural)	54.9	61.3	44.0	56.7	59.6	52.2
Tasa de disparidad (% outflow I+II / % outflow VIIa)	3.3	7.8	1.8	5.6	6.4	4.9

Un primer grupo de tasas resume la movilidad y la herencia de modo agregado. El cociente entre los casos que reflejan herencia sobre el total de éstos, indica la proporción de inmovilidad o reproducción social; el complemento refleja la movilidad social total, en un cambio de las posiciones sociales actuales con respecto a las posiciones sociales de origen. Aquí podemos confirmar y

ahondar los resultados que señalamos previamente: la inmovilidad decrece de 1996 a 2010, en especial para los hombres; y la movilidad entre todas las clases crece de 1996 a 2010. En especial, la movilidad ascendente para los hombres creció de manera notoria.

Se puede descomponer esta movilidad social total entre las discrepancias en los marginales y un residuo global. La primera de las dos sugiere un cambio sensible entre los tamaños de las categorías de los orígenes y los destinos. A lo anterior suele llamársele «movilidad estructural», y se mide con un índice de disimilitud que suma las diferencias observadas; su tendencia la hemos visto ya. Dicho índice se interpretó de diversas formas, inapropiadas por comparar padres e hijos y procesos históricos, cuando en realidad sólo refleja la discrepancia en la que las historias ocupacionales de los hijos no alcanzan las posiciones que tuvieron los padres. El residuo entre la movilidad total y la estructural es la movilidad de reemplazo o circulatoria. Su carácter residual devenía del énfasis en lo estructural, por cierto mal conceptualizado en el tipo previo de movilidad. Por ello, las hipótesis le adjudicaron un carácter más evanescente y aún menos preciso, originado en la diversidad de perspectivas y ambiciones personales de los entrevistados. No obstante y con el pasar de los estudios, ha crecido sensiblemente. Estas medidas que pretenden situar una cantidad de movilidad no ayudan como sí lo hacen las que usamos inicialmente, porque refieren a una generalidad que es muy limitada. Hay clases que sólo pueden tener una movilidad descendente y otras que sólo pueden tener una movilidad ascendente. Cuánta movilidad es una pregunta de otros enfoques de tipo estructural. Aquí, lo que debe importar es el enfoque de los movimientos entre orígenes y destinos.

9.6 REPRODUCCIÓN SOCIAL Y MOVILIDAD SOCIAL

Para profundizar en el análisis descriptivo la relación entre los orígenes y los destinos, reordenamos las hipótesis uruguayas previas. Así recuperamos algunas hipótesis clásicas. En su libro sobre la movilidad social en Gran Bretaña (1987), Goldthorpe procuró situar, medir y responder dos hipótesis usuales para interpretar las tendencias de la movilidad social en Gran Bretaña: el «cercamiento de la cumbre social», y la «zona intermedia». Para esto, el autor utilizó las tasas absolutas de movilidad que surgen de la tabla de movilidad, y que son notoriamente más útiles para examinar cualquier sociedad que hablar de cantidades por sí mismas. La primera hipótesis sostenía que la cumbre social era inmune a la movilidad social. Por ello, era necesario medir el reclutamiento y la dispersión de la cumbre social. La pregunta subyacente es: ¿está cerrada la cumbre social o admite la entrada fácil a personas que provienen de otros orígenes? Se deben mirar, para esto, los *inflows*, o proporciones de llegada, y los *outflows*, o proporciones de salida, que son las probabilidades condicionales a cada destino, o a cada origen social. Los *inflows* muestran cuántos llegan a cada posición, con lo que se advierte cuánto retiene cada posición y cuánto recluta. Los *outflows* muestran cuánto reproduce cada origen y cuánto dispersa.

La segunda de las hipótesis replanteadas por Goldthorpe refería a que la mayor proporción de la movilidad social era de corta distancia y se concentraba en torno a una «frontera social» que podría ubicarse entre los «trabajos manuales y no manuales».¹⁰ La presen-

10 En específico, Blau y Duncan (1978) sugirieron la existencia de fron-

te pauta ocupacional, en cinco categorías, no favorece especialmente la observación de este fenómeno, si bien las dos primeras clases son típicamente no manuales y las dos últimas predominantemente manuales. Observar una hipótesis así requeriría que el grueso de los casos se concentrara en celdas adyacentes a la diagonal y en torno a las categorías que señalan la frontera manual-no manual. Ambas hipótesis pueden formularse de modos más complejos y sistemáticos; pero ello lo dejaremos para el examen de la fluidez social en secciones siguientes. Por el momento, examinaremos los resultados que surgen de los cuadros de *outflows* e *inflows* de 1996 y 2010, para explorar qué ha pasado con el cercamiento de la cumbre social y con la zona intermedia, para los hombres y mujeres de Montevideo.

En el Cuadro 9.5 se reportan las proporciones de casos que mantienen su origen social para cada año y sexo, según clase social. La Gráfica 9.1 nos muestra dos poligonales que permiten comparar la magnitud de la retención para cada origen social en 1996 y 2010 reunidos ambos sexos. La tendencia interanual propende a una figura de «U» o al menos una «V». Con ellos señalan que la clase de servicios (I+II) y la clase VIIa suelen tener niveles de retención más altos. La clase de servicios es siempre la que tiene niveles mayores de retención y exhibe una tendencia creciente de 1996 a 2010. La clase IIIa+b, no manual e intermedia, pasa del segundo al tercer puesto en la capacidad de retención de 1996 a 2010. Pero lo que destaca es que los obreros calificados y los capataces, así como los pequeños empresarios con y sin personal, siempre

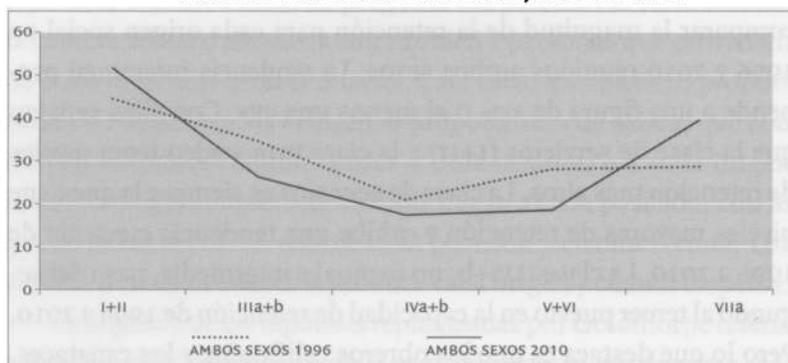
teras o cruces, con desigual chance de ser atravesados, entre los empleos no manuales, manuales y rurales.

CUADRO 9.5
OUTFLOWS 1996 Y 2010, MONTEVIDEO, % RETENCIÓN DE ORIGEN SOCIAL,
POR SEXOS, SEGÚN ORIGEN SOCIAL

ORIGEN SOCIAL	TODOS 1996	HOMBRES 1996	MUJERES 1996	TODOS 2010	HOMBRES 2010	MUJERES 2010
I+II	44.4	42.1	47.8	51.6	54.1	50.7
IIIa+b	34.6	33.7	35.8	26.2	27.7	24.7
IVa+b	20.9	30.3	9.5	17.4	23.2	11.3
V+VI	28.0	32.3	22.9	18.5	25.7	10.9
VIIa	28.6	29.7	26.7	39.5	35.8	43.5

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

GRÁFICA 9.1
OUTFLOWS 1996 Y 2010, MONTEVIDEO.
% RETENCIÓN DE ORIGEN SOCIAL, AMBOS SEXOS



Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

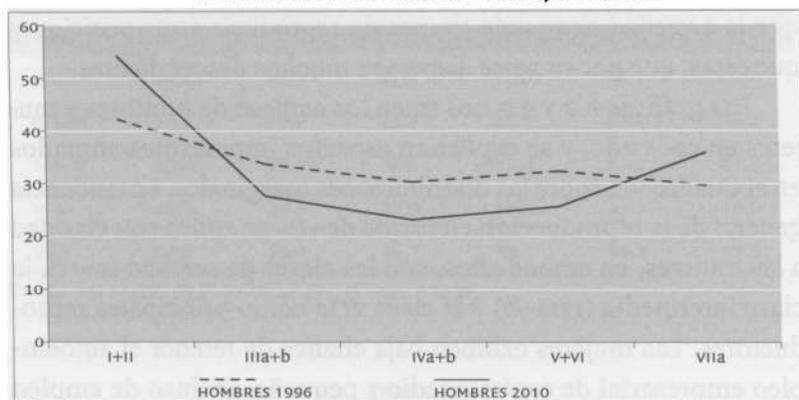
ocupan el cuarto y quinto lugar en este contraste que representa las chances de reproducción. En resumen, si se esperara que la sociedad reprodujese burgueses y proletarios en sentido clásico, habría

que prevenirse, porque estos grupos parecen ser vulnerables a reproducirse. En ambas muestras, estas clases del capitalismo típico están por debajo del 28% de retención. En otras palabras, parece que la sociedad tiene más chance de reproducir otras posiciones que éstas, que por su parte dispersan muchos descendientes.

Las gráficas 9.2 y 9.3 nos traen los *outflows* de hombres y mujeres en cada año, y se explicitan aspectos importantes anotados en el Cuadro 9.2 sobre las distribuciones marginales. La tendencia general de la reproducción en forma de «U» se aplica con claridad a las mujeres, en ambos años, con las clases de servicio (I+II), la clase intermedia (IIIa+b) y la clase VIIa como principales reproductores. Las mujeres exhiben baja chance de retener el autoempleo empresarial de capital medio y pequeño, incluso de empleo autónomo, así como los oficios especializados del trabajo manual. No extraña que, como muestran las descripciones marginales, hacia donde menos van las mujeres (IVa+b y v+VI), es desde donde se las retiene menos.

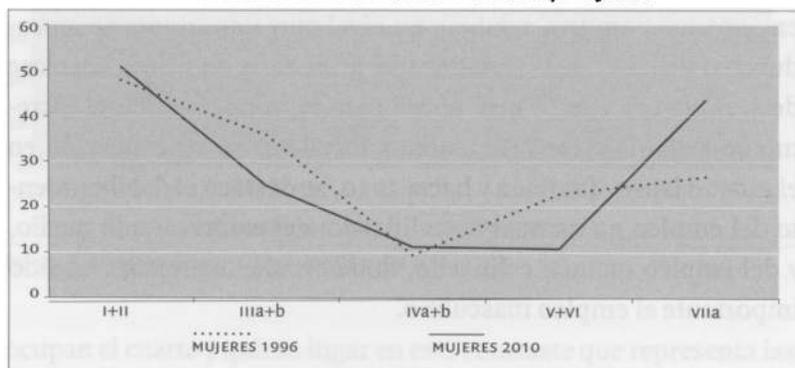
Los hombres exhiben un cambio de 1996 a 2010. Claramente en 1996 los hombres exhibían un nivel muy importante de reproducción de las clases. Todas se ubicaron entre 44 y 30%. La clase de servicio era y es la más eficaz para reproducirse. En el extremo opuesto, la clase VIIa tendió a fortalecer su reproducción en el mismo lapso. También y hacia 2010, se destacó el debilitamiento del empleo no manual no calificado, del empresariado medio, y del empleo manual calificado, donde tradicionalmente ha sido importante el empleo masculino.

GRÁFICA 9.2
OUTFLOWS 1996 Y 2010, MONTEVIDEO.
% RETENCIÓN DE ORIGEN SOCIAL, HOMBRES



Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

GRÁFICA 9.3
OUTFLOWS 1996 Y 2010, MONTEVIDEO.
% RETENCIÓN DE ORIGEN SOCIAL, MUJERES



Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

A manera de resumen, en primer lugar, vemos que los movimientos de salida desde la clase más alta, la que experimentó mayor ingreso medio (y menor variabilidad del mismo), se reducen de 1996 a 2010, y tiende a aumentar la retención. Lo anterior lo comparten hombres y mujeres. En segundo lugar, vemos que la reproducción entre las clases es muy desigual entre sí. Algunas de ellas se debilitan sustancialmente, en particular entre los hombres de un año a otro. En tercer lugar, la desigualdad de reproducción de las clases entre las mujeres parece no variar sustancialmente de un año a otro, aunque ya vimos que las diferencias de ingreso también se ampliaron. En cuarto lugar, las tendencias de la reproducción de las clases son débiles precisamente en las zonas intermedias de la estructura de clases. Lo anterior podría sugerir la naturaleza de los movimientos y probablemente la mayor incidencia hacia estos destinos. En quinto lugar, podría decirse que los hombres de 2010 se parecen más a las mujeres en general, que a los hombres de 1996.

Un aspecto adicional y necesario es saber hacia dónde van quienes dejan su origen social. La limitación que tienen las clases extremas del esquema es notoria porque los miembros de la clase de servicio se mantienen o sólo caen, mientras los de la clase VIIa nunca caen, sólo mejoran. En el Cuadro 9.6 examinaremos cuál es el principal destino de las clases en cada año de observación y por sexo, según la clase de origen.

El principal destino para los nacidos en la clase de servicio no puede ser otro que un descenso social, y es dominante en cualquier año y sexo: la clase IIIa+b; a saber, un trabajo no manual y asalariado. El empresariado pequeño siempre es segunda opción, pero sólo para los hombres.

Para las personas provenientes de la clase IIIa+b, en cualquier año y en cualquier sexo, la clase de servicio es la principal opción; es decir, un ascenso. En 2010, lo es incluso por encima del nivel de reproducción de la propia clase.

El origen pequeño empresarial (Iva+b), como ya anotamos, es uno de los más débiles para reproducirse. Puede verse que la transferencia del capital no suele darse a edades tempranas de la carrera ocupacional. Asimismo es plausible que suceda a edades donde los individuos tienen carreras irreversibles para heredar. Los casos de origen empresario tienen como principal destino la clase de servicios cuando son mujeres en 1996 y 2010, y para los hombres en 2010. En las mujeres, la clase IIIa+b siempre fue más concurrida que la propia clase de origen Iva+b, que fue siempre tercera opción. Como ya se notó, hubo un cambio para los hombres de 2010: el movimiento hacia la clase de servicio fue mayor que la propia reproducción, algo opuesto a 1996.

El origen en la clase de los oficios y en los capataces (v+vi), el empleo calificado de cualquier rama productiva ha sido claramente uno de los de mayor dispersión. Para los hombres, la vía no reproductiva, en un primer momento, los condujo al trabajo no calificado manual, mientras que las mujeres fueron al trabajo no calificado no manual. Una clara dispersión que en el actual esquema sostiene movimientos contrapuestos descendentes y ascendentes. Por ello, una lectura de ese tipo debe ser, al menos, cautelosa.

Finalmente y para la clase de los trabajadores no calificados (VIIa), nuevamente los destinos no reproductivos fueron a toda luz dispares, aunque siempre indicaron movilidad ascendente. Para los hombres, las ocupaciones manuales calificadas han sido el destino, y en 1996 en proporción mayor que la propia reproduc-

ción. Para las mujeres, por su parte, las ocupaciones no manuales en general, en clase de servicios o intermedia, son la principal opción luego de la reproducción. Estos sucesivos resúmenes nos señalan aspectos referidos a las chances de recorrer distancias, o de las distancias a las que se sitúan las clases entre sí.

CUADRO 9.6
PRINCIPAL CLASE DE DESTINO DE QUIENES EXPERIMENTARON MOVILIDAD
POR AÑO DE RELEVAMIENTO Y SEXO, SEGÚN CLASE DE ORIGEN

CLASE DE ORIGEN	CLASE DE DESTINO POR AÑOS Y SEXO			
	1996		2010	
	HOMBRES	MUJERES	HOMBRES	MUJERES
I+II	IIIa+b	IIIa+b	IIIa+b	IIIa+b
IIIa+b	I+II	I+II	I+II	I+II
IVa+b	IIIa+b	I+II	I+II	I+II
V+VI	VIIa	IIIa+b	VIIa	IIIa+b
VIIa	V+VI	I+II	V+VI	IIIa+b

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

La contracara que proponen los inflows es el reclutamiento de las clases; en otras palabras, cuántos y quiénes ingresan a cada clase. Por tradición, los estudios de movilidad enfatizaron el ascenso a la cumbre; en especial, para contrastar la hipótesis de la zona intermedia como concentración geográfica de la movilidad. Así, en muchos estudios, se examina el acceso a la cumbre social por medio de las tasas de disparidad (*disparity ratios*). Aquí sin embargo, optamos por reiterar un análisis semejante al previo, con la variante de atender al reclutamiento general y no al autoreclutamiento. Por eso trabajaremos con el porcentaje de casos que ingresaron a cada posición de clase actual; es decir, al momento de la encuesta.

En el Cuadro 9.7, se puede advertir una ligera diferencia a nivel general: las clases extremas de la estructura de clase eran más abiertas que las clases intermedias en 1996. A su vez, en 2010 las clases intermedias fueron más abiertas que las clases extremas, que en un caso se cerraron sobre sí (VIIa) de modo muy notorio. La tendencia de 1996 era muy clara para los hombres: las clases I+II y V+VI y VIIa fueron más permeables que las clases IIIa+b y IVa+b. Para las mujeres, las tendencias son las propias del empleo femenino que crece en I+II, IIIa+b y VIIa, tiene dificultades en IVa+b y no avanza en V+VI. En general y para niveles de por sí altos de reclutamiento, el avance de la movilidad hacia 2010 para hombres y mujeres presentó una tendencia similar. El ingreso se retrajo a la clase más baja; en otras palabras, «cayeron» cada vez menos casos y ya vimos que de un año a otro se eleva la reproducción. Las gráficas 9.4, 9.5 y 9.6 ilustran lo examinado. Por ende, es notorio que se estiran las distancias sociales entre base y cumbre.

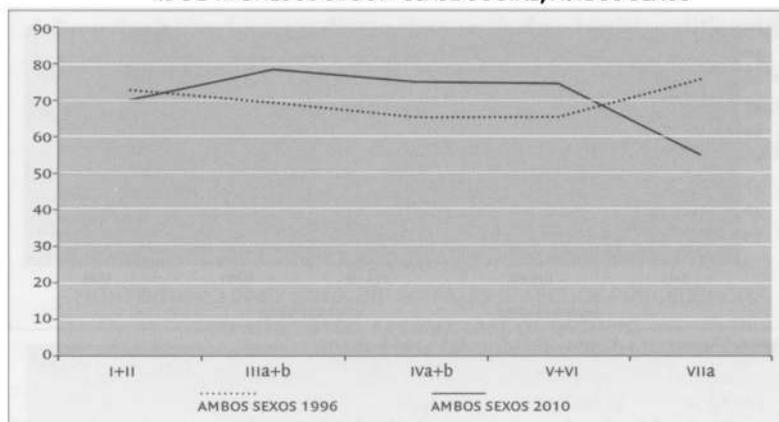
CUADRO 9.7
MONTEVIDEO 1996 Y 2010. RECLUTAMIENTO EN CLASE DE DESTINO
(% INFLOWS DE OTROS ORÍGENES) POR AÑO Y SEXO

CLASE DE DESTINO	RECLUTAMIENTO					
	TODOS 1996	HOMBRES 1996	MUJERES 1996	TODOS 2010	HOMBRES 2010	MUJERES 2010
I+II	72.8	68.4	76.3	70.1	68.1	71.5
IIIa+b	69.3	63.1	74.7	78.4	70.1	83.4
IVa+b	65.3	63.5	70.8	75.0	72.5	78.7
V+VI	65.4	68.0	52.5	74.6	73.7	77.4
VIIa	75.7	71.4	81.0	55.0	56.4	53.7

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

GRÁFICA 9.4
INFLOWS 1996 Y 2010.

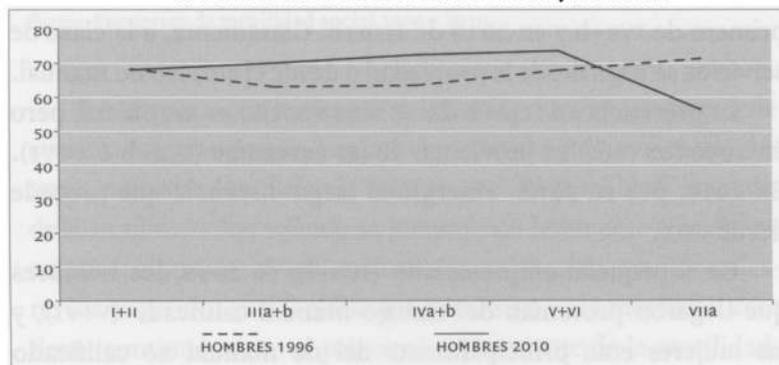
% DE INGRESOS SEGÚN CLASE SOCIAL, AMBOS SEXOS



Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

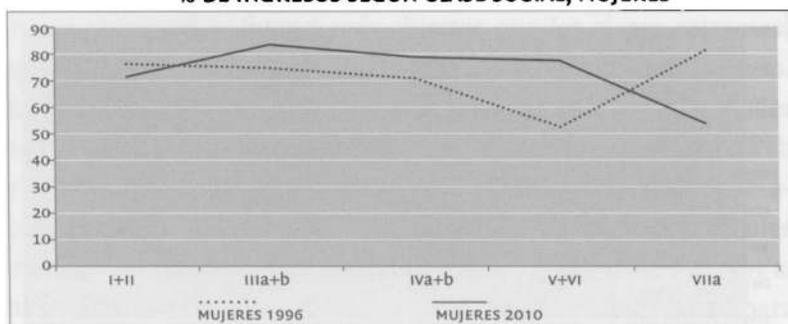
GRÁFICA 9.5
INFLOWS 1996 Y 2010.

% DE INGRESOS SEGÚN CLASE SOCIAL, HOMBRES



Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

GRÁFICA 9.6
INFLOWS 1996 Y 2010.
% DE INGRESOS SEGÚN CLASE SOCIAL, MUJERES



Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

¿Y de dónde vienen los móviles? El Cuadro 9.8 nos acerca el principal afluente a cada clase. Para la clase I+II, la mayoría proviene alternativamente de las clases IIIa+b y IVa+b; es decir, de las cercanías de la estratificación. Para los hombres en 1996, provienen más de la clase no manual intermedia (IIIa+b) y en 2010 de los pequeños empresarios (IVa+b). Y para las mujeres, en 1996, primero de IVa+b y en 2010 de IIIa+b. Claramente, a la clase de servicios se llega desde la propiedad o desde el empleo no manual.

La presencia en IIIa+b del ascenso social es muy clara, pero en 1996 los móviles provienen de las cercanías (IVa+b ó V+VI). En 2010, por su parte, emergió la larga distancia que procede desde VIIa.

En el pequeño empresariado (IVa+b) de 1996, los hombres que llegaron provenían del trabajo manual calificado (V+VI), y las mujeres eran principalmente del no manual no calificado (IIIa+b). En 2010, el principal aporte es de VIIa; a saber, para

ambos sexos el origen no calificado manual. Entre los trabajadores manuales calificados (v+vi), para los hombres los móviles provenían de viia en ambos años, un pasaje típico y plausible del movimiento de corta distancia por vía de adquirir calificación. Mientras que para las mujeres en 1996, provenían de iva+b, y para 2010 de viia. Finalmente y en viia, la circularidad con v+vi es innegable. Así, queda claro que hay un circuito muy notorio en la parte baja de la estructura de clases.

CUADRO 9.8
MONTEVIDEO 1996 Y 2010, PRINCIPALES CLASES DE PROCEDENCIA
POR AÑO Y SEXO, SEGÚN CLASE DE DESTINO

CLASE DE DESTINO	1996		2010	
	HOMBRES	MUJERES	HOMBRES	MUJERES
i+ii	iiia+b	iva+b	iva+b	iiia+b
iiia+b	iva+b	v+vi	viiia	viiia
iva+b	v+vi	iiia+b	viiia	viiia
v+vi	viiia	iva+b	viiia	viiia
viiia	v+vi	v+vi	v+vi	v+vi

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

Resumamos los hallazgos de acuerdo con las preguntas de la sección 9.1: *grosso modo*, la movilidad social no decayó entre 1996 y 2010; tal como lo reflejan la tasa general de movilidad, los índices de disimilitud y los *inflows*, se incrementó levemente (fue del 70% en 1996, al 71% en 2010). Asimismo y en términos tradicionales — no los sugeridos por Goldthorpe y Erikson—, la movilidad ascendente continuó como el principal componente de la movilidad de hombres y mujeres. Por esto, la hipótesis principal de Labbens y So-

lari, pasados tres levantamientos de encuestas, debe abandonarse.

En la mayoría de los países, numerosos estudios sitúan los porcentajes de movilidad en el entorno del 70%; sin embargo, la alegría fue por barrios, y no todas las clases se reprodujeron y dispersaron de igual modo. La herencia o retención del origen tendió a transformarse en el rasgo dominante entre 1996 y 2010 para las clases I+II y VIIa, tanto para hombres como para mujeres. En las clases IIIa+b, IVa+b y V+VI, por su parte, tendió a debilitarse la reproducción, y a dominar la dispersión hacia clases sociales contiguas. Claramente, la clase I+II tiene afinidades con las IVa+b y IIIa+b en cualquier movimiento; así como la VIIa tiene afinidades con la clase V+VI. Como consecuencia de la herencia observada, la movilidad se incrementó para los hombres; para las mujeres se mantuvo constante. Hay aspectos a considerar. Las mujeres no se mueven con igual intensidad en todas las ocupaciones y los hombres exhiben mayor amplitud de destinos. Puede presumirse que los hombres de 2010 se parecen más a las mujeres de ambas encuestas, en sus movimientos y en su propensión a la herencia. Pero hay que advertir que esta convergencia de hombres y mujeres hacia 2010 no es coincidencia plena por lo ya señalado de los destinos ocupacionales para las mujeres.

También hay que señalar, con base en el Cuadro 9.1, que las diferencias entre las clases en los ingresos escalados entre 1996 y 2010, así como en las tasas de disparidad de inflows a la clase I+II, confirman que se consolidó la elongación de las distancias de clases que adelantamos como hipótesis tendencial en nuestro libro de 2009. Las clases se alejarían entre sí, y esto generaría tendencia a una creciente diferenciación, en especial para las mujeres.

Finalmente y para los hombres de 1996, no era tan notorio el

debilitamiento de la herencia frente a la movilidad. No obstante en las restantes submuestras, sí fue claro el fortalecimiento de la herencia sólo en los extremos de la estructura social. En las posiciones intermedias, por su parte, predominaba un debilitamiento de la herencia y una fuerte presencia de los inflows desde posiciones contiguas. Plantear una hipótesis que limite la movilidad social a la contigüidad o movimientos cortos no es inverosímil, pero debe examinarse mejor cuánto se debe a la movilidad y cuánto a un condicionamiento del origen más allá de la reproducción. Por otra parte, debe entenderse que la prevalencia de movimientos de larga distancia —por ejemplo el atravesar más de una clase respecto del propio origen— puede verse afectada por el proceso de elongación de la desigualdad que señalamos; por ende, debe precisarse de mejor manera por qué es plausible que sea de baja entidad y que enfrente numerosos bloqueos.

9.7 TENDENCIAS DE LA FLUIDEZ SOCIAL EN MONTEVIDEO

El análisis de la fluidez social procura aportar un modelo de interpretación general de los datos. Se funda en lo que se denomina «las tasas relativas», «razones de momios», u *odds ratio*. El análisis de las razones de momios se realiza por medio de la estimación de modelos log-lineales a partir de las tablas de movilidad de hombres y de mujeres de cada encuesta. Estos modelos replican grupos de hipótesis que examinan y muestran la complejidad de la discusión subyacente.

Sin perder de vista las preguntas planteadas en la sección 9.2, nuestro punto de partida son las conclusiones de nuestro trabajo previo editado en 2008. Si bien las categorías de clase diferían un

tanto de las actuales, allí vimos que la comparación de las muestras de hombres jefes de familia de 1959 y 1996, permitía sostener la hipótesis de la fluidez constante sin recurrir al modelo UNIDIFF. En 1996, los modelos de movilidad para hombres y mujeres de Montevideo eran diferentes, aunque compartían la propensión a la herencia; resultado no menor, como veremos. Y finalmente, entre las generaciones de los activos de ambos sexos de 1996, no era posible sostener el modelo de fluidez constante.

Veamos estas conclusiones a la luz del enfoque actual. El primer paso es analizar la fluidez en general y la estabilidad de la misma. Para ello, en el Cuadro 9.9 se exhiben los resultados de los ajustes de los modelos de fluidez constante (CNSF) y UNIDIFF para hombres y mujeres en cada año de levantamiento. Se detallan asimismo la bondad de ajuste, los grados de libertad, probabilidad de la distribución imputada; el pseudo R^2 de Goodman, el BIC de Raftery y el Índice de Disimilitud.¹¹

El primer panel del Cuadro 9.9 informa sobre la fluidez social entre las mujeres de Montevideo entre 1996 y 2010. La hipótesis de fluidez constante ajusta a los datos con una probabilidad de ocurrencia importante. Puede sostener entonces que para las mujeres de 1996 y 2010, la asociación entre orígenes y destinos es semejante. No obstante, el modelo UNIDIFF informa que hay una variante en el tiempo; y es que la desigualdad social subyacen-

11 A partir de la próxima sección, se examinará una serie de modelos que detallan diversos aspectos que el análisis descriptivo ha enfatizado; a saber, el papel de la herencia, las distancias entre las clases sociales, las afinidades entre posiciones sociales y las jerarquías en la desigualdad. Lo anterior para identificar el patrón de la fluidez dominante.

te entre las mujeres sostiene una tendencia al incremento hacia 2010. Este aspecto ya se advertía en las tendencias descriptivas, pero ahora se confirma. Las mujeres suelen ser más móviles que los hombres, pero esa movilidad disminuyó en el tiempo a favor de la herencia y de la desigualdad social.

En el segundo panel, vemos que el modelo de fluidez constante para los hombres está en el límite de la bondad de ajuste; lo mismo pasa con el modelo UNIDIFF. La fluidez constante puede aceptarse, pero sin duda hay diferencias que deben examinarse con mejores instrumentos de análisis. El modelo UNIDIFF informa que la fluidez ha mejorado entre los hombres y que la desigualdad social ha disminuido, pero hay inocultables diferencias entre uno y otro año para los hombres. Esto confirma y refuerza los resultados precedentes: los hombres de 2010 se distancian de los de 1996, y aunque no disminuyó la desigualdad de clase ni de ingresos, sí se incrementó la movilidad social.

En el tercer panel se contrasta la fluidez en términos de sexo tanto para hombres y mujeres en 1996. Para ese año, había notorias diferencias en la fluidez, y el modelo UNIDIFF señala que la fluidez era sensiblemente mayor para las mujeres. Se trata de otro resultado confirmatorio de los resultados precedentes y de otros basados en distinto esquema de clases.

En el cuarto panel, nuevamente se contrasta la fluidez en términos de sexo para hombres y mujeres en 2010. En este ejemplo, la fluidez constante es aceptable con importante probabilidad de ocurrencia. El modelo UNIDIFF informa que las mujeres sólo fueron un tanto más fluidas que los hombres en ese año.

CUADRO 9.9
MODELOS DE FLUIDEZ POR AÑOS Y SEXO

MODELOS	G ²	G. L.	p	sr2	BIC	DI
SÓLO MUJERES 1996 Y 2010						
OA,DA_M	196.5	32	0.000	-	-29.5	16.0
OA,DA,OD_M	17.9	16	0.331	0.906	-95.1	3.6
UNIDIFF	16.7	15	0.340	0.915	-89.3	3.5
Φ	1996=1	2010=1,224				
SÓLO HOMBRES 1996 Y 2010						
OA,DA,OD_H	297.5	32	0.000		65.8	18.9
OA,DA_H	25.9	16	0.056	0.913	-90.0	4.1
UNIDIFF	25.8	15	0.050	0.913	-83.6	4.2
Φ	1996=1	2010=0.8855				
1996 HOMBRES VS. MUJERES						
OS,DS_1996	141.3	32	0.000		-69.3	17.4
OS,DS,OD_1996	31.2	16	0.013	0.779	-74.2	7.1
UNIDIFF_S_1996	27.4	15	0.030	0.806	-71.5	6.3
Φ	H=1	M=0.6207				
2010 HOMBRES VS. MUJERES						
OS,DS_2010	339.7	32	0.000		106.6	17.0
OS,DS,OD_2010	12.8	16	0.689	0.962	-107.5	3.0
UNIDIFF	11.8	15	0.689	0.965	-100.1	2.9
Φ	H=1	M=0.8872				

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

Si consideramos los resultados en las mujeres y en hombres entre cada año de levantamiento y entre sexos en cada año, queda claro que el cuadro de hombres de 1996 exhibe el patrón asociativo más dispar de todos los observados. Tres mediciones de la misma evidencia dejan pocas dudas. Los hombres de 2010 convergen en el patrón general de movilidad y herencia con las

mujeres de ese año como no lo hacían con las mujeres de 1996 ni con los hombres de 1996. Deberemos examinar esa diferencia en lo que resta del trabajo.

9.8 EL PATRÓN ASOCIATIVO DE LA HERENCIA Y LA MOVILIDAD EN MONTEVIDEO

Elegimos una secuencia de análisis que procura hacer un examen sistemático de la herencia y movilidad, que va de las proposiciones más simples a las más complejas en lo interpretativo. Los resultados de los análisis aplicados están en el Cuadro 9.10, que se subdivide en cuatro paneles. Los dos superiores corresponden a mujeres y a hombres de 1996 y los dos inferiores a mujeres y hombres de 2010.

El primer modelo que se aplica, por tradición, es el modelo de independencia. Este modelo sostiene la posibilidad de acceder a cualquier posición social desde cualquier origen. Cualquiera de los índices de «bondad de ajuste» (G^2 , pseudo R^2 , BIC, disimilitud) señala la alta discrepancia que este modelo tiene con respecto a los datos, si se lo quiere usar como hipótesis. A su vez, su probabilidad de ocurrencia («p») es extremadamente baja. Por lo anterior, no es posible sostener que las chances de logro ocupacional están incondicionalmente abiertas en Montevideo, en cualquier año, para toda la PEA, ni al distinguir entre hombres y mujeres.

Ya que la movilidad podría ser evaluada por separado de la herencia, fue que Goodman en 1965 propuso los modelos de cuasi o pseudo independencia. El objetivo de estos modelos es postular la independencia manteniendo fija la herencia —que es inevitable— de manera que no se exija a los datos una condición que no pue-

CUADRO 9.10

MONTEVIDEO, BONDADES DE AJUSTE DE MODELOS DE PATRONES DE MOVILIDAD SOCIAL,
POR SEXO SEGÚN AÑO DE RELEVAMIENTO (1996 Y 2010)

1996	MUJERES					HOMBRES						
	G ²	p	GL	ID	Sf2	BIC	G ²	p	GL	ID	Sf2	BIC
INDEP	46.20	0.000	16	14.38		-45.84	100.72	0.00	16	19.31		4.542
QL_A	33.28	0.000	15	12.36	0.28	-53.00	63.37	0.00	15	13.10	0.37	-26.90
QL_B	28.49	0.000	11	10.70	0.38	-34.78	57.54	0.00	11	12.00	0.43	-8.66
QL_C	14.58	0.103	9	7.24	0.68	-37.19	21.17	0.00	9	7.66	0.79	-32.99
QL_D	11.49	0.175	8	6.30	0.75	-34.53	21.06	0.00	8	7.53	0.79	-27.08
CRUCES_QL_A	16.28	0.131	11	7.99	0.65	-46.99	24.29	0.00	11	8.85	0.76	-41.91
CRUCES_QL_B	14.58	0.103	7	7.24	0.68	-25.68	21.17	0.01	7	7.66	0.79	-20.96
LXL	23.85	0.068	15	10.45	0.48	-62.43	36.18	0.00	15	11.53	0.64	-54.09
LXL_QL_B	15.62	0.111	10	8.06	0.66	-41.90	23.17	0.01	10	7.86	0.77	-37.01
CASMIN REDUCIDO_1	10.44	0.491	11	5.93	0.77	-52.83	18.35	0.07	11	7.28	0.82	-47.85
CASMIN REDUCIDO_2	11.27	0.505	12	6.63	0.76	-57.76	18.43	0.10	12	7.30	0.82	-53.79
CASMIN REDUCIDO_3	10.23	0.510	11	5.96	0.78	-53.04	18.25	0.08	11	7.15	0.82	-47.95
CASMIN REDUCIDO_4	14.75	0.255	12	7.16	0.68	-54.28	20.01	0.07	12	7.30	0.80	-52.21
CASMIN REDUCIDO_5	10.13	0.429	10	6.03	0.78	-47.39	18.24	0.05	10	7.15	0.82	-41.94

2010	G ²	p	GL	ID	SI ₂	BIC	G ²	p	GL	ID	SI ₂	BIC
INDEP	150.34	0.000	16	16.39	42.32	196.8	0.00	16	16.79	86.51	19.78	86.51
Q1_A	112.26	0.000	15	14.46	10.99	123.17	0.00	15	13.86	0.37	19.78	19.78
Q1_B	82.52	0.000	11	10.98	8.25	99.47	0.00	11	10.89	0.49	22.65	22.65
Q1_C	15.60	0.076	9	4.51	0.90	-45.15	31.01	0.00	9	5.51	0.84	-31.02
Q1_D	8.08	0.425	8	3.33	0.95	-45.92	18.93	0.01	8	4.36	0.90	-36.21
CRUCES_Q1_A	75.86	0.000	11	11.51	0.50	1.59	69.36	0.00	11	9.88	0.65	-6.45
CRUCES_Q1_B	41.05	0.000	7	7.34	0.73	-6.20	49.39	0.00	7	7.66	0.75	1.41
LXL	14.72	0.472	15	5.50	0.90	-86.54	38.82	0.00	15	8.22	0.80	-64.56
LXL_Q1_B	8.56	0.572	10	3.48	0.94	-58.95	22.85	0.01	10	4.91	0.88	-46.07
CASMIN REDUCIDO_1	12.49	0.327	11	4.06	0.92	-61.77	18.12	0.08	11	4.81	0.91	-57.69
CASMIN REDUCIDO_2	21.17	0.048	12	6.41	0.86	-59.84	18.23	0.11	12	4.86	0.91	-64.48
CASMIN REDUCIDO_3	8.75	0.645	11	3.63	0.94	-65.51	16.47	0.12	11	4.49	0.92	-59.34
CASMIN REDUCIDO_4	9.35	0.672	12	3.97	0.94	-71.66	18.58	0.10	12	4.97	0.91	-64.21
CASMIN REDUCIDO_5	8.35	0.594	10	3.40	0.94	-59.16	15.79	0.11	10	4.28	0.92	-53.13

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

den cumplir (Boado 2010, 2009). La pregunta entonces es: ¿hay independencia fuera de la herencia? O mejor aún, ¿tiene el origen social un efecto sobre los destinos logrados, más allá de la propia reproducción? Esta pregunta se relaciona con la preocupación de la apertura de oportunidades que ya anotamos, y puede especificarse de diferentes maneras.

El modelo de diagonal principal (QI_A) sostiene que el efecto del origen es igual en todas las clases sociales; se restringe solamente a la herencia de posiciones, y es nulo en el resto de la tabla. Se generaría así un solo parámetro adicional de efecto. El modelo de cuasi-independencia (QI_B) sostiene que el efecto del origen es diferente entre las clases sociales, se restringe solamente a la herencia de posiciones, y es nulo más allá de las celdas de la diagonal principal. Se generarían cinco parámetros de efectos, uno por cada origen. No olvidemos que en el análisis descriptivo, la retención de los orígenes sociales fue sensiblemente diferente. El modelo de esquinas (QI_C) sostiene que el efecto del origen es diferente entre todas las clases, pero no se restringe sólo a la herencia de posiciones sino que tiene un alcance mayor, presente en las dos celdas adyacentes a la cumbre (I+II) y en las dos celdas adyacentes a la base la base de la estructura social (VIIa). En el resto de la tabla es nulo. A los cinco parámetros previos se agregarían dos más, uno para el par de celdas adyacentes a la cumbre y el otro para el par adyacente a la base de la estructura de clase. Para finalizar, modelo de esquinas cruzadas y movilidad de corto alcance (QI_D) sostiene que el efecto del origen es diferente entre todas las clases, pero hay efectos del origen que se vuelcan a las celdas vecinas a la diagonal principal en ambos sentidos. Así, al modelo previo que especificaba efectos en las celdas adyacentes a la cumbre y la

base, se incorporan las celdas adyacentes a los orígenes intermedios (IIIa+b, IVa+b, v+VI). Lo anterior ilustra el predominio de la movilidad de corta distancia, porque se especifican efectos plausibles para todas las clases y sus destinos más inmediatos tanto en el ascenso como en el descenso social. Se agregaría un parámetro de efecto más a los del modelo previo, igual para todas estas celdas adyacentes a las clases intermedias.

En cada paso de este conjunto de hipótesis se mejora el ajuste a los datos. No obstante, los modelos QI_A y QI_B no ajustan en ninguna subtabla. La hipótesis de lo dicho es que los efectos de las clases de origen sobre los destinos ocupacionales son diferentes y no se limitan a la herencia, sino que van más allá en la reproducción de la desigualdad social y afectan la movilidad. Para las mujeres, los modelos QI_C y QI_D ajustan razonablemente a los datos en ambos años de observación. Con ello, los efectos de los orígenes son diferentes entre sí, y tienen una influencia plausible en los movimientos cortos cercanos a la reproducción de las propias clases, con lo cual, estas hipótesis permitirían la movilidad social en el resto de la tabla.

Este resultado no es impropio de lo visto hasta el momento. Ya vimos que las condiciones de la reproducción profundizarían las diferencias entre las mujeres; no obstante, ellas exhibieron mayor movilidad que los hombres en ambos años de observación. Para los varones, la situación es diferente en ambos años: ningún modelo de efectos controlados de la reproducción del origen representan a los datos de modo general. No puede negarse la mejora en el ajuste a los datos, pero los resultados indican efectos de los orígenes, tal vez bloqueos o afinidades, que van más allá de la reproducción y de los movimientos cercanos.

Los siguientes dos modelos se denominan modelos de «cruces». Sostienen que más allá de la herencia, hay fronteras sociales, tangibles en los recorridos observados en las celdas. Para ser móvil hay que ser capaz de atravesar una o varias fronteras de clases. Estas fronteras no son iguales entre sí, pero están simétricamente situadas. La secuencia que aquí se presenta muestra el efecto de las fronteras sobre las trayectorias, con control de la herencia homogénea (cruces QI_A) o diferente entre las clases (cruces QI_B) entre las clases sociales de origen (Boado 2010, 2009). El modelo de cruces genera cuatro parámetros para esta tabla 5x5. Cuando la herencia es homogénea se considera adicionalmente uno solo para la diagonal; cuando se considera diferente a la herencia, se adicionan cinco a los cuatro iniciales.

El modelo de cruces en cualquiera de sus variantes sólo ajusta para las mujeres de 1996, no para las de 2010, y en ningún año para los hombres. Controlado el efecto de los orígenes, las fronteras establecidas no parecen dar cuenta de las diferencias entre las clases y en los recorridos, fuera de la experiencia de las mujeres de 1996.

El modelo de asociación *linear-by-linear* (LXL) postula que las diferencias entre las categorías de clases afectan de modo similar a orígenes y destinos. LXL implica estimar un solo parámetro que representa la variabilidad de las distancias entre las clases. Adviértase que aunque la idea es casi trivial, el efecto de ajuste de esa variable latente a las distancias entre las clases es muy importante comparado con casi todos los modelos previos que se separan de la independencia. Si bien los ingresos medios escalados pudieron usarse como puntaje, se prefirió los scores enteros de 1 a 5, que indicaban cada categoría. Un examen de las tasas de disparidad en los accesos a la clase I+II —presentadas en el Cuadro 9.3— indicó

un estiramiento en el acceso a la cumbre. Asimismo, para examinar mejor el efecto *linear-by-linear* se adicionó el efecto de la herencia desigual ($LXLQI - B$).

Para la explicación de las mujeres en ambos años, la asociación *linear-by-linear* resulta un criterio de importancia y una mejora sustantiva. No ocurre lo mismo con los hombres, aunque la mejora que este modelo introduce respecto de todos los previos resulta inocultable. En resumen, un solo parámetro que refleja la desigualdad de distancias sucesivas entre las clases da cuenta de los resultados de las mujeres con mejor claridad. Para los hombres se precisan otros aspectos. Si incorporamos el control del efecto del origen social, vemos que el modelo más simple para representar las distancias sociales (LXL) es eficiente para dar cuenta del patrón de herencia y movilidad de las mujeres en ambos años. Lo mismo sucede con los modelos de cuasi-independencia a más corta distancia. Esto sugiere que para las mujeres, los modelos sencillos y directos de escalamiento de la desigualdad y reproducción social ajustan a los datos, mientras que para dar cuenta de la movilidad en los hombres es preciso recurrir a modelos más complejos.

Hasta el momento, los modelos topológicos y de distancias más conocidos ofrecen ajuste sólo para las mujeres. Para los hombres aportan mejoras ostensibles, pero están sin duda lejos de ser plausibles. Pese a ello y por un lado, un aspecto importante fue la mejora del ajuste al controlar e identificar los efectos de los orígenes sociales de los hombres, y por otro lado, fue la mejora que les generó LXL que no fue menor a los modelos de cuasi-independencia. Por lo tanto, estos dos aspectos no deben descuidarse en los próximos pasos.

Agotada la vía que sostiene la concentración localizada de la

herencia y la jerarquía subyacente a la desigualdad de clase, es necesario incorporar el modelo CASMIN, elaborado por Erikson y Goldthorpe para examinar el sustento de la fluidez social en varios países. Dadas las características de las muestras usadas, se debieron hacer modificaciones al modelo CASMIN, como suprimir todas las referencias a las clases rurales porque no estarían presentes en el análisis.

El primer componente del modelo CASMIN se refiere al movimiento jerárquico, pero en lugar ordinal, lo que importa es la idea de frontera y la distancia cualitativa que significa esa frontera. Entrar o salir de clase I+II es un salto cualitativo, como lo es el entrar o salir del grupo de clases IIIa+b, v+VI y lo es asimismo salir o entrar de las clases VIIa y VIIb. La variable jerarquía 1 (J1) aporta este diseño de chances. Por la reducción de probabilidades que supone, su efecto debe ser negativo. La variable jerarquía 2 (J2) reafirma el efecto de las fronteras para ciertas clases, en particular la frontera de acceso a la clase I+II, para las clases VIIa, VIIb y VIIc; y por su parte la frontera de salida de la clase I+II hacia VIIa y VIIb; por ello su efecto también debe ser negativo. En otras palabras, los exponentes de estas variables son valores muy bajos, y con ello reducen la probabilidad en las celdas.

El segundo componente del modelo CASMIN se refiere a la herencia de clase social, y a su manera recupera la idea de la cuasi-independencia. Herencia 1 (H1) es la variable que indica la tendencia a general a la herencia y reproducción en todas las clases sociales. Herencia 2 (H2) indica que hay clases donde la influencia del origen es más pronunciada que en otras; en el modelo original se consideran a las clases I+II, IIIa+b; IVa+b y IVc. El coeficiente herencia 3 (H3) reafirma el poder reproductivo de IVc. Al

igual que la variable J2, H2 y H3 reafirman el efecto de la herencia en ciertas posiciones. En nuestro caso, para H2 sólo se consideró a la clase I+II, porque las clases IIIa+b y IVa+b presentaban débiles tendencias a la reproducción. La clase de propietarios rurales está excluida de la tabla, por lo que también lo está la variable H3 del modelo clásico. La que mide el efecto de las barreras sectoriales entre agricultura y el resto de las ocupaciones en industria o servicios se excluyó por el mismo motivo.

El componente final del modelo CASMIN es la afinidad, que es el más particular e idiosincrático de todos. Tiene dos variantes: la afinidad negativa y la positiva. La negativa (A1) señala la escasa oportunidad de intercambio entre la cumbre social (I+II) y los jornaleros del campo (VIIb). Se omite porque VIIb no está en la tabla. La afinidad positiva (A2) refleja los movimientos recíprocos entre I+II y IIIa+b y IVa+b; v+VI y VIIa. Los referidos a las clases rurales se omitieron por ausencia. Las matrices de diseño están en el Anexo. Esta variable refleja también una alternativa a los circuitos de movilidad de forma semejante a como se propuso los modelos QI _ C y QI _ D. Hay celdas que representan movimientos plausibles y frecuentes.

En el trabajo editado por Breen (2004) sobre la movilidad social en Europa —con excepción de Francia y Reino Unido que ajustan al modelo original— los países restantes presentaron algún tipo de variante o adaptación del modelo CASMIN al modificar los diferentes efectos mencionados en función de características nacionales específicas e históricas. Algunos de los estudios introdujeron modificaciones de mayor sustancia al usar una variable ordinal adicional para acrecentar el efecto de la jerarquía social (Italia, Holanda), o de la herencia de propiedad de tierras (Irlanda). Otros innovaron en materia de herencia (Suecia, Hungría, Irlanda) mo-

dificando o incorporando nuevos pesos para las clases. Otros innovaron en materia de afinidad positiva, es decir, ampliaron los circuitos de movilidad o de intercambios consolidados entre algunas clases (Alemania, Hungría, Suecia, Holanda, Italia). Esto da cuenta del potencial del instrumento y de la teoría, así como de su alcance. El esfuerzo de Goldthorpe abrió así una puerta sustantiva al análisis e interpretación que completa, o mejor dicho complementa, el esfuerzo inicial de Hout y Goodman, quienes aportaron variables latentes ordinales y simétricas con énfasis en las distancias y secuencias, para el análisis de la movilidad y la herencia.

A partir de estos aportes, elaboramos una secuencia de adaptación del modelo CASMIN que denominamos «CASMIN_reducido», ya que sólo contiene cinco de las ocho variables originales. El primer modelo es CASMIN_reducido_1 y contiene las mencionadas variables H1, H2, A2, J1, J2 aparte de la clase de origen y de destino. Se trata de lo más próximo al modelo CASMIN «clásico». El segundo modelo es CASMIN_reducido_2, que replica el modelo anterior sin el parámetro J1 que en tres de los cuatro conjuntos de datos resultó no significativo.

Los modelos siguientes recogen la experiencia del análisis de Pisati y Schizzerotto (2004). Para ello incorporan un parámetro de asociación *linear-by-linear* como efecto general de jerarquización adicional a los específicos J1 y J2. Se usó el mismo para los análisis previos. Así, CASMIN_reducido_3 incluye las variables H1, H2, A2, J2, y B_{ij} como parámetro lineal y suprime el efecto J1 que resultaba no significativo. El CASMIN_reducido_4 incluye sólo a H1, H2, A2, y a B_{ij} y suprime toda la jerarquización específica. Finalmente, CASMIN_reducido_5 tiene todos los efectos H1, H2, A2, J1, J2, y B_{ij} , de manera similar a lo que Pisati y Schizzerotto aplicaron en Italia.

Hasta el presente se han recogido más divergencias que convergencias entre hombres y mujeres en las bondades de ajuste de modelos de cuasi-independencia y de variables latentes ordinales y de cruces. En este conjunto de modelos desarrollados a partir del modelo CASMIN y en el último bloque de cada año en la Tabla 9.10, observamos que las dos muestras de hombres convergen al ajuste como hasta el momento no había ocurrido. Asimismo, las mujeres convergen al ajuste de modo claro. La aplicación anidada de la secuencia de variables, que por razones de espacio ahorramos al lector y sólo exhibimos de manera sumaria, muestran la importancia de los conceptos que componen el modelo CASMIN. Ya la aplicación clásica que llamamos CASMIN reducido_1, con el relajamiento de H_2 (limitado sólo a I+II), ajusta a los datos tanto de hombres como de mujeres en ambos años. En el Cuadro 9.11 se muestra la significación estadística de los parámetros CASMIN. El modelo CASMIN reducido_1 usa los cinco parámetros CASMIN clásicos y comparten significación estadística para los hombres en ambos años, y para las mujeres en 1996. Para 2010, las mujeres sólo comparten la afinidad positiva y el sobre efecto de la herencia en clase I+II. A su vez, en 2010, ambos sexos comparten el efecto específico que remarca las fronteras de clase con la variable J2. Con lo anterior hay accesos y salidas de la cumbre que tienen baja probabilidad de ocurrencia; lo cual, como ya vimos desde el análisis de tendencias descriptivas, iba de acuerdo con la evolución de estiramiento de la desigualdad social.

El modelo CASMIN reducido_2 utiliza cuatro parámetros de los cinco escogidos, deja doce grados de libertad y exhibe un ajuste recomendable para hombres y mujeres. Este modelo permite decir que la desigualdad social sostiene un patrón de herencia,

mismo que se hace especialmente notable en la cumbre de la estructura de clase. Desde ella salen y llegan flujos de acceso y salida definidos y cercanos. Más allá de esa estructura, hay fronteras de clase que son sintomáticas y que destacan lo poco plausible que resultan los movimientos de larga distancia. El efecto J1 se excluyó porque en ninguna de las otras muestras resultó significativo —salvo para las mujeres de 2010. En otras palabras: esas fronteras no funcionaron como J1 sostendría.

El modelo CASMIN reducido_3 introduce al modelo anterior un parámetro de asociación *linear-by-linear* a manera de patrón general de la jerarquía social, como sugirieron Pisati y Schizzerotto (op. cit.). Su efecto no es el esperado. En el caso de los hombres, no se altera la pauta que destaca los efectos de herencia y afinidad, pierde peso definición de fronteras (J2) y el parámetro de distancias no tiene un efecto significativo. Para las mujeres, habida cuenta del importante efecto *linear-by-linear* visto anteriormente, se produce una alteración donde se trastocan los efectos previamente utilizados y claramente desaparece la significación de casi todos los parámetros CASMIN que se aplican. Los modelos CASMIN reducido_4 y CASMIN reducido_5 lo confirman; hay una notoria colisión de efectos con la consecuente pérdida de significación. Para los hombres, los parámetros CASMIN sólo se debilitan ligeramente, pero siempre son significativos y mantienen el signo. Resulta relevante este resultado porque cierra en el análisis la dimensión de la jerarquía y la ordinalidad subyacente. Para los hombres hay circuitos y fronteras marcadas; para las mujeres, las fronteras que son permeables se concentran hacia las clases I+II, IIIa+b y VIIa, lo cual, desde el punto de vista jerárquico y de distancias, es bastante amplio. Por eso, el parámetro que indica las

diferencias entre todas las clases es el que se consolida de un año al otro. Finalmente, podemos ver que CASMIN reducido_5, el modelo inspirado en la experiencia de Schizzerotto y Pisati, no resultó el más indicado más allá del ajuste, porque para todas las muestras, los parámetros de efectos no resultaron igualmente válidos. No obstante, como ejercicio de contraste, sí exhibió una inquestionable utilidad para nuestra reflexión.

El Cuadro 9.11 aporta los valores de los coeficientes de las variables CASMIN mencionadas previamente. Los parámetros para las muestras de hombres mantienen sus signos como en el modelo original de Erikson y Goldthorpe: positivos H1, H2 y A2, y negativos J1 y J2. Los primeros son siempre significativos al 5%, los segundos no. Para las muestras de mujeres, H1, H2 y A2 mantienen su signo y son significativos, no los son J1 ni J2, que en 2010 invirtieron su signo.

Este examen es un buen avance sobre la movilidad social y la reproducción de clases, pues recoge la importancia de la herencia en las diferentes clases sociales (H1), la gravitación que corresponde a la clase de servicios —que como ya vimos incrementó en el tiempo sus chances de cercamiento (1+11) (H2)— y la vigencia de afinidades en torno a la cumbre y a la base de la estructura social (A2). Lo anterior no puede dejar de verse como un modelo QI_C modificado o simplificado. Los efectos de la jerarquía social son los que muestran las diferencias para 2010. J2 tienen significación y signo correcto para hombres y mujeres; pero no tiene vigencia para 1996 en ambos sexos. La especificación de las fronteras y distancias entre las clases, es decir, tienen importancia precisamente hacia 2010, donde ya señalamos que ha tenido lugar una elongación de la desigualdad.

CUADRO 9.11
PARÁMETROS ESTIMADOS PARA LOS MODELOS CASMIN REDUCIDO (CR),
POR SEXO Y AÑO

	HOMBRES 1996	SIGN.	HOMBRES 2010	SIGN.	MUJERES 1996	SIGN.	MUJERES 2010	SIGN.
CR1								
A2	0.774	**	0.650	**	0.852	**	0.716	**
H1	0.703	**	0.601	**	0.461	**	0.140	
H2_B	1063.000	**	1045.000	**	1118.000	**	0.724	**
J1_0	-0.066		-0.042		-0.240		-0.411	**
J2	-0.750		-0.566	**	0.613		-0.722	**
CR2								
A2	0.752	**	0.638	**	0.792	**	0.613	**
H1	0.729	**	0.627	**	0.555	**	0.449	**
H2_B	1118.000	**	1067.000	**	1347.000	**	0.899	**
J2	-0.745		-0.565	**	0.657		-0.683	**
CR3								
A2	0.693	**	0.524	**	0.607	**	0.266	
H1	0.677	**	0.505	**	0.404		0.051	
H2_B	1018.000	**	0.897	**	1063.000	**	0.524	
J2	-0.652		-0.372		0.895	**	-0.200	
B _{ij}	0.026		0.052		0.075		0.143	**
CR4								
A2	0.676	**	0.502	**	0.664	**	0.255	
H1	0.617	**	0.449	**	0.546	**	0.019	
H2_B	1047.000	**	0.913	**	1000.000		0.548	
B _{ij}	0.065		0.086	**	-0.008		0.160	**
CR5								
A2	0.700	**	0.413	**	0.685		0.359	
H1	0.677	**	0.524	**	0.402		0.029	
H2_B	1017.000	**	0.872	**	1036.000		0.537	
J1_0	-0.009		0.146		-0.109		-0.124	
J2	-0.659		-0.253		0.811		-0.300	
B _{ij}	0.025		0.083		0.054		0.117	**

** p<0.05.

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010.

9.9 CONCLUSIONES

Este trabajo retomó la discusión y análisis de la movilidad social en Uruguay. Para ello presentó los resultados de las dos últimas muestras realizadas por el autor, y recuperó las conclusiones de otros autores nacionales e internacionales sobre el tema. De manera convencional, se presentaron dos secuencias de resultados. Por un lado, las tendencias generales de la movilidad social absoluta observada en los datos en 1996 y 2010; por otro, el patrón de fluidez y los patrones asociativos en cada uno de esos años, por medio de numerosas hipótesis.

Las tendencias descriptivas entre 1996 y 2010 muestran que la movilidad social no decayó esos años. Por el contrario, se incrementó levemente. La movilidad social en 1996 fue del 70% y en 2010 superó el 71%. Numerosos estudios en la mayoría de los países europeos sitúan los porcentajes de movilidad en ese entorno del 70% (Breen, *op. cit.*), aunque con aplicaciones del esquema CASMIN a siete categorías. La movilidad ascendente, entendida en términos tradicionales, continuó como el principal componente de la movilidad de hombres y mujeres, y se incrementó para ambos sexos en 2010. Por lo tanto, las hipótesis de Labbens, Solari y otros autores sobre el declive de la movilidad absoluta deben dejarse atrás. Los autores de estas hipótesis nunca tuvieron la oportunidad de realizar una contrastación empírica en secuencia histórica. Este estudio, sumado a los que hemos realizado en los últimos años, muestra que no es posible sostener aún teorías o hipótesis sin el soporte de una serie suficiente de levantamientos empíricos que den cuenta de la estabilidad o el cambio.

En los pasados catorce años ha habido diversos procesos de

cambio estructural. En los noventa fue la desregulación de los mercados de trabajo, al inicio de la década de 2000 la crisis, 2004 el acelerado crecimiento exportador de alimentos y servicios y con el retorno de la regulación. Hablamos de muchos cambios como para pensar que persisten bloqueos durables en la movilidad, como las hipótesis de Solari o Filgueira. Nuestros resultados señalan que las clases sociales no se reprodujeron ni dispersaron de igual modo. La herencia, o retención del origen social, tendió a convertirse en el rasgo dominante entre 1996 y 2010 para las clases extremas de la estructura social: la clase de servicios (I+II) y la clase de trabajadores no calificados (VIIA), tanto para hombres como para mujeres. En otras palabras, pasar de un contexto de crecimiento estable, de desregulación del mercado laboral y de regresión en la distribución de los ingresos, a otro que expande el PIB y mejora levemente la distribución funcional del ingreso, no sacude fuertemente las tendencias absolutas en la reproducción de la desigualdad más extrema de clases. Además de sustentar su reproducción, la clase I+II exhibió afinidades con las clases IVA+b y IIIA+b en ambos años de observación y en todos los sentidos de la movilidad. Los modelos log-lineales confirmaron este resultado.

La clase I+II reforzó su reproducción en el periodo para ambos sexos. En los dos años de observación, los móviles ascendentes que ingresaron a la clase de servicios suelen provenir, de manera sistemática, del sector no manual de rutina y del sector pequeño empresarial en ambos años de observación. Por su parte, estas clases también suelen ser el destino del grueso de la dispersión de la clase alta. Este resultado, históricamente reiterado, explica que haya ajustado apropiadamente el modelo CASMIN_reducido en ambos años: la movilidad de larga distancia, ya sea para ingresar o salir de

la clase de servicios, siguió siendo fenómeno poco frecuente.

En la base de la estructura social, la clase de trabajadores manuales no calificados (VIIa) acrecentó su reproducción en el periodo. No obstante lo anterior, los ingresos por movilidad descendente disminuyeron. Asimismo, esta clase consolidó las afinidades de movilidad de cercanías con la clase social de los trabajadores manuales calificados (v+VI).

Entre las clases intermedias no manuales (IIIa+b), los pequeños empresarios (IVa+b) y los supervisores y trabajadores manuales calificados (v+VI), el cambio de un contexto histórico-económico a otro se tradujo en un debilitamiento de la reproducción. Predominó la dispersión hacia las clases sociales contiguas; a la vez, se consolidó un proceso de recambio importante. Así, al día de hoy, estas clases presentan importantes niveles de apertura social.

Los sectores intermedios de la sociedad montevideana son los más permeables. Esto ha de tomarse en cuenta en cualquier interpretación o hipótesis. Después de revisar un considerable número de encuestas, se confirmó que la afinidad entre ciertas clases lleva a una alta probabilidad de movilidad de corta distancia. Esto forma parte del funcionamiento de la movilidad social y de los efectos de la herencia de clase en Uruguay.

Varios de estos resultados sugieren que en 1996, el patrón de movilidad difería no sólo por clase, sino también por género. La tendencia en 2010 fue hacia la convergencia en el patrón de herencia y movilidad entre ambos sexos. Lo anterior sugiere un mayor predominio de los efectos de clase social por encima de los de género. No obstante, la convergencia entre hombres y mujeres no es coincidencia plena; persiste cierta desigualdad de género sub-

yacente a algunos tipos de ocupaciones que conforman las clases sociales. Precisamente este aspecto obliga a que en el futuro cercano, se examinen con mayor detalle estos movimientos para comprender por qué los hombres exhiben una gran amplitud de destinos y las mujeres no. Sin embargo, es necesario reiterar que hacia 2010 la tendencia aproxima de hecho a ambos sexos.

Recordemos también que tanto las brechas de ingresos en 1996 y en 2010, así como los cambios en las tasas de disparidad de *inflows* a la clase I+II, confirman la tendencia a la elongación de las distancias sociales entre las clases, mismas que adelantamos como hipótesis en nuestro libro de 2009. En consecuencia y pese al cambio de contexto y a las mayores esperanzas redistributivas —al menos hasta 2010—, las clases sociales se alejarían entre sí en términos generales... y con más énfasis entre mujeres. Quizás esto explique por qué los modelos log-lineales basados en la jerarquía latente entre las clases sociales mostraron una mejor capacidad de ajuste entre ellas.

Se aplicaron dos familias de modelos log-lineales: las que examinaron las tendencias entre 1996 y 2010, y las que examinaron los patrones asociativos en las muestras de cada año. Sobre las tendencias entre 1996 y 2010 fue importante que el modelo UNIDIFF ajustara a los datos. Con ellos se conformó el tipo de asociación que las tendencias observadas en los datos absolutos indicaron previamente: los hombres son algo más fluidos de lo que eran, y las mujeres comienzan a diferenciarse más entre sí. Todavía no puede afirmarse una isomorfía en los modelos de movilidad de hombres y mujeres. Por ello, examinarlos por separado resultó el mejor escenario; no obstante, hay un proceso de convergencia que se vuelve a sustentar en los resultados de los modelos. Puntualícese la relevancia de lo anterior, ya que puede

tratarse de un indicador de que la desigualdad de clase y género experimenta de hecho cambios importantes.

Los modelos log-lineales para examinar el patrón asociativo señalaron una divergencia clara por sexo. Las mujeres presentaron patrones más fluidos que los hombres. Esto hace que los modelos que sostienen efectos de herencia localizados, o patrones de desigualdad latentes de clases, ajusten mejor a los datos de ellas. Estos aspectos confirman lo que sugirieron las pautas de reproducción y los ingresos personales examinados previamente: la convergencia de las mujeres con los hombres se podría deber a que ellas son sostenidamente más desiguales entre sí con respecto a lo que eran en 1996.

Los modelos de cuasi-independencia y de variables ordinales latentes que reflejaban la desigualdad de clase social no fueron los que mejor ajustaron para los hombres. Al parecer, los modelos que tienen hipótesis subyacentes de gradualidad entre las clases sociales o entre las celdas no han tenido buenas oportunidades de capturar el patrón asociativo de la herencia y la movilidad para los hombres de Montevideo. Los modelos basados en la adaptación y desarrollo del modelo CASMIN sí reflejaron efectos más precisos.

El esfuerzo de utilizar el modelo CASMIN por primera vez en el país tuvo su premio. La aplicación de este modelo reducido, como aquí lo hemos denominado,¹² resultó satisfactoria en ajuste y parsimonia. La herencia demostró su importancia, en particular

12 Se trata de una versión reducida porque se omitieron todas las variables que tenían relevancia para las posiciones rurales o para el intercambio o bloqueo de flujos con el sector agrícola, dadas las características de nuestra muestra.

con el papel de la clase de servicios. La afinidad positiva mostró que hay circuitos especialmente significativos en la movilidad de corta distancia. Las distancias reflejadas por las variables de jerarquía fueron en particular eficaces en el nivel que remarca la dificultad del salto entre las clases extremas; es decir, I+II y V+VI y VIIa, ya sea para acceder o para salir. Sin embargo, el primer nivel demarcatorio de la distancia social (J1) no logró ser plausible para los hombres; sólo lo fue el segundo (J2). Del mismo modo que como se advirtió arriba, la vigencia de los circuitos de la movilidad muestran el efecto de los orígenes más allá de la reproducción. Esto es importante porque como lo propone el modelo CASMIN, se sustantiva una nueva forma de estudiar la movilidad. Probablemente, en un futuro cercano se admita el modelo CASMIN ortodoxo como el punto de partida de las exploraciones —y no el de independencia, que es inverosímil. Lo anterior en la medida en que su aporte a la discusión sustantiva de la movilidad parcial y de la herencia persistente es mucho más sugerente, incluso en un caso restringido como el nuestro.

Se intentó integrar la dimensión general de la jerarquía con la de distancias sobre la base de un patrón general, en una secuencia anidada de modelos a la manera propuesta por Pisati y Schizzerotto (*op. cit.*). No resultó sustantivo ese avance más allá de la bondad de ajuste general. Los efectos de los parámetros de interés no resultaron inequívocos para su interpretación, lo que requerirá de nuevos esfuerzos de especificación. Creemos que los resultados obtenidos son sustantivos y congruentes con las tendencias observadas, pero, sobre todo, resultan inspiradores y desafiantes para nuevos pasos de especificación de hipótesis.

A modo de cierre, los hallazgos son relevantes para entender

las tendencias sobre la movilidad en Montevideo y su desarrollo conceptual. Las tendencias de la movilidad absoluta usualmente se soslayan en pro de un análisis de la asociación neta, que es el plato fuerte de la propuesta. En este trabajo hemos mostrado que es posible y necesario un análisis integrado que destaque y muestre las tendencias de los datos y el mejor ajuste teórico. No se trata de asuntos contrapuestos. La estabilidad de la desigualdad relativa no puede soslayar la movilidad absoluta.

Por otra parte, la estabilidad de la asociación, en la medida que se desarrollen sucesiones de estudios de muestras como en este caso, o en el caso de Pisati y Schizzerotto, o en otros de este libro, puede llevar a conclusiones distintas, que orienten los desarrollos metodológicos y la reflexión, así como acompañar los resultados. Por ejemplo, los modelos jerárquicos convergen con facilidad donde hay situaciones de polarización y dispersión notorias, como las que experimentan las mujeres, quienes claramente no heredan ocupaciones que suponen capital económico o cierto tipo de oficios. Para el caso de los hombres, difícilmente dan cuenta del proceso general en dos momentos en el tiempo.

Sin embargo no todos los componentes de esos modelos son inconvenientes. Por ejemplo, la herencia no puede ser soslayada; debe por el contrario, estar presente en cualquier propuesta, lo mismo que la movilidad de corta distancia. Las distancias jerárquicas entre las clases no siempre funcionan igual. Quizás en nuestro caso pudimos haberlas definido mejor, pero no logramos que fueran significativas para todas las submuestras. Lo que sí es indicativo es que la adaptación del modelo CASMIN revela el potencial del propio modelo, y probablemente una nueva y conveniente forma de enseñar la disciplina.

Finalmente, el contexto histórico ayuda a ponderar las particularidades de los modelos, pero no puede subsumirlo todo. En específico, resulta complejo interpretar los resultados de los modelos directamente a partir del contexto histórico. Esto en parte se debe a que no existe una correspondencia unívoca entre los acontecimientos históricos a escala macrosocial y las historias ocupacionales individuales. Como queda claro, el paso de un periodo de deterioro a otro de crecimiento para los hombres representó un entorno de mejora y disminución de la desigualdad relativa. No obstante lo anterior, para las mujeres —prácticamente la otra mitad de la muestra— fue un entorno de polarización social. Sin duda sobre esto debe proseguir la investigación.



ANEXO

CUADRO 9.A1
HOMBRES, INGRESOS MEDIOS EN PESOS Y DÓLARES CORRIENTES,
Y AÑOS DE ESCOLARIDAD , SEGÚN CLASE SOCIAL

TOTAL MUESTRA	1996				2010			
	1	2	3	4	1	2	3	4
I+II	10914.9	1234.2	2.8	14.2	23639.9	1165.6	3.0	14.4
IIIa+b	6806.3	769.6	1.8	10.8	16834.1	830.1	2.1	11.1
IVa+b	7068.8	799.3	1.8	9.5	16056.3	791.7	2.0	8.6
V+VI	4036.1	456.4	1.1	8.6	11515.2	567.8	1.5	8.8
VIIa	3843.5	434.6	1.0	8.7	7854.0	387.3	1.0	7.7
TOTAL	6384.2	721.9	1.7	10.3	14841.6	731.8	1.9	10.0

1 Ingreso promedio en pesos uruguayos;

2 Ingreso promedio en USD;

3 Ingresos medios escalados en VIIa;

4 Años de escolaridad promedio.

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010; DS/FCS/UDELAR.

CUADRO 9.A2
MUJERES, INGRESOS MEDIOS EN PESOS Y DÓLARES CORRIENTES,
Y AÑOS DE ESCOLARIDAD, SEGÚN CLASE SOCIAL

TOTAL MUESTRA	1996				2010			
	1	2	3	4	1	2	3	4
I+II	6941.6	784.9	2.9	14.4	23246.6	1146.2	2.9	15.4
IIIa+b	4655.6	526.4	1.9	11.4	15315.9	755.2	1.9	11.4
IVa+b	6989.4	790.3	2.9	10.3	15951.3	786.5	2.0	9.7
V+VI	3267.7	369.5	1.3	9.6	9004.5	444.0	1.1	8.7
VIIa	2438.7	275.7	1.0	7.5	7902.1	389.6	1.0	7.9
TOTAL	4888.7	552.8	2.0	11.2	14685.7	724.1	1.9	11.0

1 Ingreso promedio en pesos uruguayos;

2 Ingreso promedio en USD;

3 Ingresos medios escalados en VIIa;

4 Años de escolaridad promedio.

Fuente: Encuestas de movilidad social 1996 y 2010; DS/FCS/UDELAR.

CUADRO 9.A3
HOMBRES 1996, INGRESOS Y DESTINOS DE LAS CLASES SOCIALES

CLASE DE ORIGEN	CLASE DEL ENCUESTADO					TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	
PORCENTAJES DE SALIDA						
I+II	42.1	28.1	19.3	7.0	3.5	100.0
IIIa+b	18.5	33.7	15.2	15.2	17.4	100.0
IVa+b	18.0	19.1	30.3	18.0	14.6	100.0
V+VI	15.2	10.1	18.2	32.3	24.2	100.0
VIIa	5.4	13.5	5.4	45.9	29.7	100.0
TOTAL	18.5	20.4	18.0	24.3	18.7	100.0
PORCENTAJES DE ENTRADA						
I+II	31.6	19.0	14.9	4.0	2.6	13.9
IIIa+b	22.4	36.9	18.9	14.0	20.8	22.4
IVa+b	21.1	20.2	36.5	16.0	16.9	21.7
V+VI	19.7	11.9	24.3	32.0	31.2	24.1
VIIa	5.3	11.9	5.4	34.0	28.6	18.0
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Encuesta de movilidad social 1996; DS/FCS/UDELAR.

CUADRO 9.A4
HOMBRES 2010, SALIDAS E INGRESOS POR CLASE SOCIAL

CLASE DE ORIGEN	CLASE DEL ENCUESTADO					TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	
PORCENTAJES DE SALIDA						
I+II	54.1	14.8	12.6	9.6	8.9	100.0
IIIa+b	32.9	27.7	11.6	12.9	14.8	100.0
IVa+b	33.7	12.6	23.2	12.1	18.4	100.0
V+VI	10.3	13.1	18.3	25.7	32.6	100.0
VIIa	8.4	12.4	17.9	25.5	35.8	100.0
TOTAL	24.7	15.5	17.2	18.4	24.2	100.0
PORCENTAJES DE ENTRADA						
I+II	31.9	13.9	10.6	7.6	5.3	14.5
IIIa+b	22.3	29.9	11.3	11.7	10.2	16.7
IVa+b	27.9	16.7	27.5	13.5	15.6	20.5
V+VI	7.9	16.0	20.0	26.3	25.3	18.8
VIIa	10.0	23.6	30.6	40.9	43.6	29.5
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Encuesta de movilidad social 2010; DS/FCS/UDELAR.

CUADRO 9.A5
MUJERES 1996, INGRESOS Y DESTINOS DE LAS CLASES SOCIALES

CLASE DE ORIGEN	CLASE DEL ENCUESTADO					TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	
PORCENTAJES DE SALIDA						
I+II	47.8	30.4	6.5	2.2	13.0	100.0
IIIa+b	34.3	35.8	9.0	9.0	11.9	100.0
IVa+b	36.5	27.0	9.5	10.8	16.2	100.0
V+VI	10.8	32.5	3.6	22.9	30.1	100.0
VIIa	26.7	22.2	11.1	13.3	26.7	100.0
TOTAL	29.5	30.2	7.6	12.7	20.0	100.0
PORCENTAJES DE ENTRADA						
I+II	23.7	14.7	12.5	2.5	9.5	14.6
IIIa+b	24.7	25.3	25.0	15.0	12.7	21.3
IVa+b	29.0	21.1	29.2	20.0	19.0	23.5
V+VI	9.7	28.4	12.5	47.5	39.7	26.3
VIIa	12.9	10.5	20.8	15.0	19.0	14.3
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Encuesta de movilidad social 1996; DS/FCS/UDELAR.

CUADRO 9.A6
MUJERES 2010, SALIDAS E INGRESOS POR CLASE SOCIAL

CLASE DE ORIGEN	CLASE DEL ENCUESTADO					TOTAL
	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa	
PORCENTAJES DE SALIDA						
I+II	50.7	27.4	8.2	6.2	7.5	100.0
IIIa+b	47.4	24.7	9.1	5.2	13.6	100.0
IVa+b	34.5	26.6	11.3	7.9	19.8	100.0
V+VI	14.3	26.3	11.4	10.9	37.1	100.0
VIIa	10.3	22.5	10.7	13.0	43.5	100.0
TOTAL	28.4	25.2	10.3	9.2	26.9	100.0
PORCENTAJES DE ENTRADA						
I+II	28.5	17.4	12.8	10.7	4.5	16.0
IIIa+b	28.1	16.5	14.9	9.5	8.5	16.8
IVa+b	23.5	20.4	21.3	16.7	14.2	19.4
V+VI	9.6	20.0	21.3	22.6	26.4	19.1
VIIa	10.4	25.7	29.8	40.5	46.3	28.7
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Encuesta de movilidad social 2010; DS/FCS/UDELAR.

CUADRO 9.A7
MATRICES DE DISEÑO DE LOS MODELOS LOG-LINEALES*

MODELOS		CLASE ACTUAL			
CLASE DE ORIGEN	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa
I+II	1	0	0	0	0
IIIa+b	0	1	0	0	0
IVa+b	0	0	1	0	0
V+VI	0	0	0	1	0
VIIa	0	0	0	0	1

VARIABLES DEL MODELO CASMIN REDUCIDO_1		CLASE ACTUAL			
CLASE DE ORIGEN	I+II	IIIa+b	IVa+b	V+VI	VIIa
I+II	1	0	0	0	0
IIIa+b	0	1	0	0	0
IVa+b	0	0	1	0	0
V+VI	0	0	0	1	0
VIIa	0	0	0	0	1

DIAGONAL PRINCIPAL (Q1_A)		H1				
I+II	1	0	0	0	0	0
IIIa+b	0	1	0	0	0	0
IVa+b	0	0	1	0	0	0
V+VI	0	0	0	1	0	0
VIIa	0	0	0	0	1	0

CUASI-INDEPENDENCIA (Q1_B)		H2				
I+II	1	0	0	0	0	0
IIIa+b	0	2	0	0	0	0
IVa+b	0	0	3	0	0	0
V+VI	0	0	0	4	0	0
VIIa	0	0	0	0	5	0

ESQUINAS (Q1_C)		A2									
I+II	1	6	0	0	0	I+II	0	1	1	0	0
IIIa+b	6	2	0	0	0	IIIa+b	1	0	0	0	0
IVa+b	0	0	3	0	0	IVa+b	1	0	0	0	0
V+VI	0	0	0	4	7	V+VI	0	0	0	0	1
VIIa	0	0	0	7	5	VIIa	0	0	0	1	0
ESQUINAS Y CORTO ALCANCE (Q1_D)											
I+II	1	6	0	0	0	I+II	0	0	0	0	1
IIIa+b	6	2	8	0	0	IIIa+b	0	0	0	0	0
IVa+b	0	8	3	8	0	IVa+b	0	0	0	0	0
V+VI	0	0	8	4	7	V+VI	0	0	0	0	0
VIIa	0	0	0	7	5	VIIa	1	0	0	0	0
CRUCES											
I+II	1	2	23	234	2345	I+II	0	1	1	1	1
IIIa+b	2	1	3	34	345	IIIa+b	1	0	0	0	1
IVa+b	23	3	1	4	45	IVa+b	1	0	0	0	1
V+VI	234	34	4	1	5	V+VI	1	0	0	0	1
VIIa	2345	234	45	5	1	VIIa	1	1	1	1	0
J2											
J1											

* Las matrices de diseño ilustran los modelos utilizados. Para cada modelo se deben crear tantas variables como enteros positivos se indican.

CUADRO 9.A8
ESPECIFICACIÓN DE MODELOS LOG-LINEALES UTILIZADOS,
NÚMERO DE PARÁMETROS Y GRADOS DE LIBERTAD

MODELO	EXPRESIÓN	NÚM. DE PARÁMETROS	GL
1 INDEPENDENCIA	$\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C$	9	16
2 QI_A	$\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + ij^1ji$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + s_{ij} \quad ij=ji$	10	15
3 QI_B	$\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + ij^1ji$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + d_{ij} \quad ij=ji$	14	11
4 QI_C	$\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + y ij^1ji$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + d_{ij} \quad ij=ji$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + \Omega_{ij} \quad 12=21$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + j_{ij} \quad 45=54$	16	9
5 QI_D	$\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + y ij^1ji$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + d_{ij} \quad ij=ji$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + \Omega_{ij} \quad 12=21$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + j_{ij} \quad 45=54$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + \psi_{ij} \quad 23=32 \text{ y } 34=43$	17	8
6 CRUCES+QI_A	$\ln F_{ji} = l_0 + l_i^F + l_j^C + v_{ij}^{PC} + i^1 j$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + s_{ij} \quad ij=ji$	14	11
7 CRUCES+ QI_B	$\ln F_{ji} = l_0 + l_i^F + l_j^C + v_{ij}^{PC} + i^1 j$ $\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + d_{ij} \quad ij=ji$	18	7
8 LINEA X LINEA	$\ln Fe_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + b_{ij}$	10	15

9	LINEA X LINEA+QI_B	$\ln F_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + b_{ij} \cdot ij^1 j_i$	15	10
		$\ln F_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^C + d_{ij} \cdot ij = j_i$		
10	CORE REDUCIDO_1	$\ln F_{ij} = l_0 + l_i^F + l_j^C + H1 + H2 + A2 + J1 + J2$	14	11
11	CORE REDUCIDO_2	$\ln F_{ij} = l_0 + l_i^F + l_j^C + H1 + H2 + A2 + J2$	13	12
12	CORE REDUCIDO_3	$\ln F_{ij} = l_0 + l_i^F + l_j^C + H1 + H2 + A2 + J2 + b_{ij}$	14	11
13	CORE REDUCIDO_4	$\ln F_{ij} = l_0 + l_i^F + l_j^C + H1 + H2 + A2 + b_{ij}$	13	12
14	CORE REDUCIDO_5	$\ln F_{ij} = l_0 + l_i^F + l_j^C + H1 + H2 + A2 + J1 + J2 + b_{ij}$	16	9

$\ln F_{ij}$: Valor esperado

λ_0 : Efecto promedio

λ_i^F : Efecto fila

λ_j^C : Efecto columna

s_{ij} : Coeficientes de herencia homogénea

d_{ij} : Set de coeficientes de herencia

Ω_{ij} : Set de coeficientes esquina superior

j_{ij} : Set de coeficientes esquina inferior

Ψ_{ij} : Set de coeficientes intermedios

v_{ij}^{FC} : Set de coeficientes de distancia

b_{ij} : Coeficiente ordinal categorías

H1: Herencia en todas las clases

H2: Herencia preferente en clase I+II

A2: Afinidad entre I+II y IIIa y IVa

J1: Frontera hacia la I+II y VIIa desde todas las clases y hacia todas las clases desde I+II y VIa

J2: Frontera hacia la I+II para VIIa y viceversa.

**RASGOS DISTINTIVOS DE LA ESTRATIFICACIÓN
Y MOVILIDAD DE CLASE EN AMÉRICA LATINA:
SÍNTESIS Y TAREAS PENDIENTES**

Patricio Solís

Este libro es el resultado de un proyecto colectivo en el que participaron investigadores de seis países. El proyecto se desarrolló en tres fases. En la primera se acordaron los principios metodológicos para el análisis de la movilidad intergeneracional de clase en cada país. Como ya se explicó en la sección metodológica, esto implicó definir el esquema de clases, las medidas descriptivas, y los modelos estadísticos a utilizar. La segunda fase consistió en la elaboración de los capítulos para cada país. Éstos, en cierta medida, siguen la estrategia analítica acordada al inicio del proyecto, pero también incluyen elementos propios que, a juicio de cada uno de los autores, son importantes para entender el patrón de movilidad intergeneracional de clase en cada país. Finalmente, la tercera fase consistió en un análisis comparativo, cuyos resultados se presentan en el capítulo 3.

Los principales resultados para cada país se discuten en las conclusiones de los capítulos, de modo que no corresponde reproducirlas en éstas, que son generales. Aquí lo que realizamos es una reflexión basada en los resultados del análisis comparativo y de los casos particulares, así como en algunas de las enseñanzas e interrogantes que surgen y que nos llevan a plantear nuevos temas para una agenda futura de investigación.

10.1 CLASES SOCIALES, ESTRUCTURA SOCIAL Y MOVILIDAD ABSOLUTA

En primer lugar, nos interesa destacar algunos rasgos relevantes de la estructura de clases en las sociedades latinoamericanas. La perspectiva de clases que hemos adoptado se sustenta en el principio de que la posición en el mercado de trabajo es un eje fundamental de la desigualdad en el acceso a los ingresos monetarios y otras fuentes de desigualdad social. En otras palabras, la pertenencia a distintas clases conlleva probabilidades desiguales de acceso a oportunidades de vida. En el capítulo metodológico y a lo largo de los capítulos nacionales, se ha presentado evidencia que respalda este supuesto. Se ha documentado que en todos los países persisten fuertes variaciones entre las clases, no sólo en los ingresos y la escolaridad, sino también en otros indicadores de bienestar social, como el equipamiento de las viviendas y en la incidencia de la pobreza. En este sentido, parecería que las distinciones de clase son aún un eje importante de la estratificación social en América Latina.

Conviene preguntarse en qué medida una aproximación a la estratificación y la movilidad social basada en el enfoque sociológico de clases sociales aporta elementos novedosos con respecto a otros enfoques hoy en día en boga en América Latina, por ejemplo, las definiciones de «clases» (i.e. «clases medias») basadas en estratos de ingreso, activos en el hogar, o consumo. Una diferencia sustantiva entre el enfoque de clases que hemos adoptado y la construcción de estratos socioeconómicos es que, en nuestra aproximación, las desigualdades socioeconómicas son una propiedad emergente de la posición en el mercado de trabajo, no un

criterio definitorio de las propias «clases». En este sentido, el hecho de que las desigualdades socioeconómicas se organicen —al menos de manera parcial— en función de la pertenencia de clase, nos permite hacer un vínculo entre las propiedades estructurales e institucionales de los mercados de trabajo y la desigualdad social. En otras palabras, el enfoque sociológico de clases sociales contribuye a reemplazar una mirada descriptiva o taxonómica de los niveles de desigualdad a un enfoque más centrado en los vínculos entre la organización social de la estructura productiva y la desigualdad social.

Por otra parte, nuestro análisis revela varios rasgos importantes de la estructura de clases en América Latina. En primer lugar, la composición de la estructura de clases varía significativamente entre países. La inclusión de Perú en el estudio nos ha permitido escapar a una interpretación errada de mayor homogeneidad, que derivaría del hecho de que todos los otros países considerados (Argentina, Brasil, Chile, México y Uruguay-Montevideo) presentan altos niveles relativos de desarrollo económico en comparación con el resto de la región. A diferencia de estos países, Perú presenta una estructura que mantiene un fuerte componente de clases agrícolas, y particularmente de pequeños propietarios rurales. Al mismo tiempo, la proporción que alcanzan la clase de servicios y no manual de rutina —es decir, las clases de mayor jerarquía y vinculadas al sector servicios— es más baja que en los otros países.

Quizá la estructura de clases de Perú se asemeje más a la de muchos de los demás países de América Latina y el Caribe, que han vivido un proceso más tardío de urbanización y una transformación más lenta de su estructura ocupacional hacia la ma-

nufactura y los servicios. Lo anterior si se compara con la experiencia de Argentina, Chile y Uruguay, pero también, aunque en menor medida, de Brasil y México.¹ En este sentido, parece existir una fuerte diversidad nacional en los procesos de expansión de las ocupaciones que típicamente se asocian con las llamadas «clases medias urbanas». En esta diversidad, algunos países han pasado por un largo proceso de transformación estructural, que se remonta al periodo sustitutivo de importaciones, con otros muchos que aún conservan una estructura de clases fuertemente vinculada con las actividades agrícolas y no agrícolas de baja calificación.

Más allá de estos rasgos específicos que revelan particularidades históricas de cada país, una característica en común es que, comparadas con la mayoría de las sociedades europeas y con Estados Unidos, América Latina presenta porcentajes significativamente menores en la clase de servicios y no manuales de rutina, así como una mayor proporción de miembros de las clases de trabajadores no calificados y agrícolas. Esto implica que, en términos comparativos, incluso los países latinoamericanos con mayor consolidación de las clases no manuales ofrecen menores oportunidades estructurales para la movilidad intergeneracional de clase hacia las posiciones de mayor jerarquía.

Este hecho trae a colación la añeja discusión sobre la incapacidad estructural de las sociedades latinoamericanas para generar

1 Así, por ejemplo, países como Bolivia, Guatemala, Honduras y Nicaragua, presentan porcentajes de población ocupada en el sector primario de más de 30%, mientras que Ecuador y Paraguay se acercan al 30% (OIT 2003, Cuadro 10).

procesos de desarrollo socioeconómico que lleven a una expansión amplia y sostenida de los sectores medios urbanos. Como señalamos en la introducción, en el ámbito de los estudios de movilidad social, esta discusión se tradujo en una hipótesis, avanzada inicialmente por Filgueira y Geneletti. Según ésta, las restricciones estructurales del modelo de industrialización sustitutiva de importaciones (ISI), y más tarde su agotamiento y crisis, implicarían crecientes dificultades para la expansión de las clases no manuales y de asalariados manuales calificados y, por tanto, una reducción inevitable de las altas tasas de movilidad social que caracterizaron a las fases de mayor auge previas a la década de los setenta.

La comparación con los países industrializados sugiere que, efectivamente, en América Latina hay restricciones estructurales para que surja un amplio movimiento colectivo hacia posiciones no manuales y manuales calificadas. Pero ¿significa esto que las tasas de movilidad intergeneracional de clase son bajas, en comparación con lo observado en los países industrializados? ¿Podemos acaso concluir que las tasas de movilidad social se han reducido significativamente con respecto al periodo sustitutivo de importaciones?

Los resultados de este libro revelan que, lejos de eso, las tasas absolutas de movilidad intergeneracional de clase aún son considerablemente altas, con niveles comparables a los observados en algunos países de la región durante el periodo ISI y también similares a los que presentan hoy los países industrializados.

Este resultado lleva a varias reflexiones importantes. En primer lugar, revela las limitantes de un enfoque estrictamente estructuralista de la movilidad social, en el cual la atención se concentra exclusivamente en el cambio global en las estructuras de

clases. Aunque esos cambios son importantes en tanto marcan el ritmo de creación o destrucción global de oportunidades de movilidad hacia ciertas clases, la clave para determinar los niveles observados de movilidad intergeneracional no se encuentra en la distribución de clases observada en un momento dado, sino en la magnitud de la discrepancia entre las distribuciones de orígenes y destino, así como en la frecuencia de la movilidad individual «de circulación», es decir, aquella que no se deriva de los cambios intergeneracionales en las estructuras de clase.

En ese sentido, si bien es cierto que en América Latina podrían haberse dado restricciones estructurales para la movilidad hacia las clases de servicios y no manual de rutina, las tasas de movilidad intergeneracional de clase aún se alimentan del eco de cambios estructurales acontecidos en décadas pasadas, así como del hecho —imposible de visualizar mediante un análisis exclusivamente centrado en la evolución reciente de las estructuras de clase— de que existe mucha más movilidad «de circulación» de la que sugerirían los cambios globales en el volumen y la composición de las clases sociales.

Lo anterior no implica, por supuesto, que el patrón de orígenes y destinos en la movilidad intergeneracional de clase sea el mismo en América Latina que en los países industrializados. De hecho, nuestro estudio revela que, incluso entre los mismos países de la región, existen variaciones importantes en los flujos de movilidad predominantes. Así, por ejemplo, en Perú, país donde hasta hace pocas décadas más de la mitad de la población se dedicaba a la agricultura, los flujos predominantes son de las clases agrícolas a las no agrícolas. Aunque en menor medida, esto también aplica para Brasil. En el otro extremo, Argentina y Chile pre-

sentan una mayor circulación entre las clases «intermedias», particularmente entre las clases de trabajadores manuales calificados y no calificados. En otras palabras, aunque las tasas de movilidad intergeneracional absoluta no cambien mucho entre países, los flujos predominantes sí difieren, porque asimismo lo hacen las particularidades de la estructura de clases de cada país.

Las altas tasas absolutas de movilidad intergeneracional de clase son, sin duda, indicativas de que las sociedades latinoamericanas no tienen un carácter monolítico, en el que el origen social define de manera terminante el destino de clase de las personas. Pero ¿en qué medida la movilidad de clase es también movilidad en oportunidades de vida? ¿Cuáles son los correlatos entre la movilidad de clase y la movilidad socioeconómica?

En nuestro estudio no hemos analizado directamente la asociación entre movilidad de clase y movilidad económica. La razón radica en la carencia de datos sobre el nivel socioeconómico de la familia de origen.² No obstante, existen tres indicios que sugieren que la movilidad socioeconómica «efectiva» es menor a la que sugerirían las altas tasas de movilidad intergeneracional de clase.

El primer indicio deriva de nuestro propio análisis empírico: como puede concluirse de los cálculos específicos para cada país, así como del análisis comparativo del capítulo 3, la mayor parte de la movilidad absoluta es en sentido ascendente, pero tiene lugar entre clases contiguas. Dicho de otro modo, sucede al inte-

2 La excepción es México, en donde la EMOVI-2011 cuenta con un módulo que permite, a partir de la disponibilidad de activos en el hogar, estimar el nivel socioeconómico de la familia de origen del entrevistado.

rior de las fronteras de las macroclases que son las que definen saltos sustantivos en las condiciones socioeconómicas de las personas. Así, las tasas de movilidad absoluta fluctúan entre 64% y 77%, pero la movilidad vertical entre macroclases (en un esquema de tres clases) sólo llega a 28-37%. En otras palabras, una fracción importante de la movilidad intergeneracional de clase no implica cambios de gran magnitud en el nivel de vida de las personas.

En segundo lugar, los datos sobre movilidad intergeneracional socioeconómica, aunque sólo disponibles para México, nos indican que la movilidad intergeneracional socioeconómica es menor que la movilidad intergeneracional de clase. De hecho, las estimaciones realizadas en investigaciones realizadas en México, sugieren que el porcentaje de personas entrevistadas en la EMOVI-2011 que experimentaron movilidad intergeneracional socioeconómica significativa se sitúa en un orden similar al de la movilidad vertical entre macroclases; a saber, cercano al 30% (CEEY 2013). De forma similar, estudios sobre movilidad intergeneracional de ingresos en Chile reportan bajas tasas de movilidad socioeconómica en comparación con otras sociedades (Núñez y Miranda 2010).

Finalmente, existe un dato de carácter estructural que puede ser muy relevante para entender los límites socioeconómicos de la movilidad intergeneracional de clase en América Latina. Durante el periodo histórico que abarca la comparación intergeneracional en nuestras tablas de movilidad social, se presentó una marcada reducción de los ingresos por trabajo, situación de la que muchos países de la región aún no logran recuperarse totalmente. Como se sabe, la crisis de los años ochenta, así como los episodios de recesión económica por los que han pasado la mayoría de los países en las últimas dos décadas, han repercutido negativamente en

las remuneraciones al trabajo. Aunque las tendencias de los años más recientes son divergentes entre países (con importantes incrementos en los ingresos para los países del Cono Sur y Brasil, y un estancamiento en México), la comparación en el más largo plazo parece indicar que los ingresos salariales promedio apenas alcanzan a los que había a finales de los años setenta; o son de hecho inferiores.³

Así, es probable que buena parte de la movilidad intergeneracional de clase de carácter ascendente no se haya traducido en mejoras sustantivas en los ingresos monetarios, pues al tiempo que las personas experimentaban ascenso en su categoría ocupacional con respecto a sus padres, los ingresos asociados con esas posiciones caían con respecto a su nivel observado hasta antes de los años ochenta.⁴ De hecho, sólo con una caída en los ingresos de

3 En una publicación reciente, Alarco Tosoni (2014) realizó un análisis de la evolución histórica de la participación relativa de los salarios en el PIB de los países latinoamericanos. Ahí se ilustra justamente cómo la participación salarial en el PIB en América Latina decayó sustancialmente entre inicios de la década de los setenta y mediados de la década pasada, para luego mostrar signos de recuperación en años más recientes, aunque sin alcanzar los niveles observados hace cuatro décadas.

4 Los pocos estudios empíricos que han trabajado el tema de los retornos económicos de la movilidad intergeneracional de clase coinciden en este diagnóstico. Así, en un estudio que compara los patrones de movilidad en la Ciudad de Monterrey en 1965 y 2000, Solís (2007) concluye que en 2000, los retornos económicos a la movilidad intergeneracional de clase eran más inciertos, dada la caída de los niveles salariales con respecto al periodo sustitutivo de importaciones, y la reducción de las distancias en ingresos entre las clases no manuales

esta naturaleza, es posible explicar por qué el ajuste hacia arriba en la estructura ocupacional observado en las últimas cuatro décadas no haya implicado un incremento sustantivo en los salarios promedio y en la participación salarial en el PIB.

10.2 LA MOVILIDAD RELATIVA: ALTA FLUIDEZ SOCIAL CON UN PATRÓN MARCADAMENTE JERÁRQUICO

Hemos discutido ya al inicio del libro las razones por las cuales las tasas de movilidad absoluta no son un buen indicador del grado de fluidez social. Si deseamos contrastar la intensidad de la asociación entre orígenes y destinos de clase y así obtener conclusiones sobre la desigualdad de oportunidades, es necesario dirigir la atención a la movilidad relativa; es decir, a las probabilidades de movilidad de cada clase con respecto a las otras. En los capítulos nacionales se ajustan modelos log-lineales que ponen a prueba distintos patrones de asociación en la movilidad relativa entre orígenes y destinos de clase. También se ponen a prueba hipótesis con respecto a los cambios en el tiempo en la fluidez social, así como a las diferencias entre hombres y mujeres. Finalmente, en el capítulo comparativo se amplía la mirada al conjunto de países europeos incluidos en uno de los estudios recientes más influyentes sobre la movilidad intergeneracional en Europa (Breen y Luijkx 2004). Esto nos lleva a plantear cuatro conclusiones sobre el patrón de fluidez social en América Latina.

de baja calificación y manuales. Al analizar el caso de Buenos Aires, Kessler y Espinoza (2003) acuñaron el término «movilidad espuria» para referirse a este fenómeno.

Primera conclusión. Los niveles generales de fluidez social para el conjunto de los países de América Latina no difieren significativamente de los observados en los países europeos, al menos a partir de la comparación con los resultados obtenidos por Breen y Luijckx a finales de los años noventa. Este resultado respalda las conclusiones obtenidas por Torche (2005) para Chile y Costa Ribeiro (2007) para Brasil. En un trabajo publicado recientemente, Torche (2014) señala que este resultado es uno de los más relevantes sobre movilidad intergeneracional de clase en América Latina. Nuestro trabajo contribuye a dar mayor robustez a esta conclusión, al extender el análisis empírico a una selección más amplia de muestras y países.

Segunda conclusión. El grado de asociación neta entre orígenes y destinos de clase no es similar para todos los países de la región. Así, se observa que Argentina, Chile y México presentan la mayor rigidez, con una mayor asociación neta entre orígenes y destinos. Brasil se encuentra ligeramente por debajo de ellos, y Perú es el país que presenta los mayores niveles de fluidez social.

La relativa similitud con Europa y la ausencia de un «estándar latinoamericano» son resultados empíricos difíciles de interpretar bajo cualquier hipótesis generalista. Así, por ejemplo, la llamada «hipótesis de la apertura general» (Lipset y Bendix 1963, Treiman 1970), que asocia los crecientes niveles de industrialización o de desarrollo socioeconómico con mayores tasas de movilidad social, es difícil de sostener cuando no existen diferencias sustantivas con los países industrializados, o bien cuando encontramos que Perú, el país con menor PIB *per capita* y más baja consolidación de una fuerza de trabajo urbana, industrial y de servicios, es el país con mayor fluidez social de los cinco países latinoamericanos analizados e incluso destaca por encima de la mayoría de las naciones europeas.

Tampoco existe una fuerte asociación a escala macrosocial entre la desigualdad socioeconómica y la fluidez social. La teoría funcionalista clásica (Davis y Moore 1945) considera la desigualdad socioeconómica como aliciente para el esfuerzo individual y catalizador de la movilidad social, por lo que, bajo este enfoque, cabría esperar una asociación positiva entre desigualdad y fluidez social. Otros enfoques han postulado que la relación debe ser negativa (Erikson y Goldthorpe 1992, Tyree et al. 1979, Andrews y Leigh 2008, Yaish y Andersen 2012), debido a que en un entorno de mayor desigualdad distributiva, también se da una mayor desigualdad en la herencia, además de que las clases superiores tendrían más que perder con la movilidad descendente. Lo anterior las hace movilizar más recursos para mantener su posición y bloquear el acceso a la cumbre.

Nuestro análisis para América Latina sugiere que, si existe una asociación entre desigualdad distributiva y fluidez social, ésta es muy débil: la correlación entre el índice de Gini y los coeficientes Φ de fluidez social es apenas de 0.05 (de signo positivo, pero muy cercana a cero y no estadísticamente significativa). Si ampliamos la muestra para el conjunto de los países —e incluimos las naciones estudiadas por Breen y Luijkx— confirmaremos la conclusión a la que llegaron estos autores (*ibid.*, p. 396): la correlación es apenas de 0.08 y no estadísticamente significativa. En otras palabras, no parece existir, ni entre los países latinoamericanos ni en el contraste europeo-latinoamericano, una correlación sustantiva entre la desigualdad distributiva (en este caso la desigualdad de ingresos) y la fluidez social.

Parecería entonces que la explicación de los niveles relativamente altos de fluidez social de los países latinoamericanos, así

como de las diferencias al interior de la región, no radica en las macro-teorías sociológicas predominantes en la investigación comparativa internacional sobre movilidad social. Por lo tanto, resulta necesario explorar otras posibles explicaciones. Una hipótesis apuntaría a las discrepancias en los entornos institucionales, tanto en lo que concierne a los Estados de Bienestar,⁵ como a la regulación de los sistemas educativos y el mercado de trabajo. Otra posible explicación serían las marcadas diferencias en los procesos de desarrollo económico; en particular, en el papel que ha jugado la transición rural-urbana en el pasado reciente de cada país. Como hemos visto, Perú y Brasil, las sociedades con mayores niveles de fluidez, son también las que han experimentado mayor movilidad estructural de las clases no agrícolas a agrícolas. Dado que la distancia jerárquica para la movilidad entre las clases agrícolas y no agrícolas es la mayor de entre todas las clases, el impulso estructural a este tipo de movilidad pudo haber servido como aliciente para el incremento de la fluidez social global en estos dos países. En cambio, en países como Argentina o Chile, el peso relativo de la movilidad entre clases agrícolas y no agrícolas ha sido menor, por lo que el cambio en la estructura de clases contribuyó muy poco a incrementar las tasas de fluidez social.

Tercera conclusión. A pesar de tener un nivel de fluidez similar al de los países europeos, en América Latina se aprecia el predo-

5 Aunque la región latinoamericana presente comparativamente débiles instituciones de bienestar, se han identificado diferencias importantes entre países (Filgueira 1997), que podrían asociarse con la fluidez social en tanto implican distintos regímenes de intervención estatal en la redistribución de oportunidades de vida.

minio de un patrón más jerárquico, es decir, uno en el que la frecuencia relativa de la movilidad social entre las clases se rige fundamentalmente por las distancias sociales existentes entre ellas.

Más aún, el patrón jerárquico presenta rasgos *sui generis* en América Latina con respecto a las sociedades europeas. Primero, existe una distancia jerárquica mucho más amplia entre las clases agrícolas y el resto de las clases. Esto es indicativo de que, a pesar de las mudanzas estructurales que han favorecido los flujos desde las clases agrícolas hacia las no agrícolas, persisten fuertes barreras a la movilidad relativa entre estas clases y el resto de la estructura social. Segundo, se observa una menor distancia jerárquica entre la clase de trabajadores manuales calificados y semicalificados (v+vi) y la de trabajadores independientes no agrícolas (Iva+b), que revela la existencia de alta movilidad entre el trabajo asalariado y el trabajo por cuenta propia dentro de las actividades manuales calificadas, producto, quizás, de la presencia de un sector informal más dinámico en América Latina. Por último, las clases no manuales presentan una mayor distancia jerárquica con respecto al resto de las clases, lo que revela la existencia de mayores barreras para el acceso a la cumbre de la estratificación social.⁶

6 Aunque debe señalarse que las distancias jerárquicas entre la clase de servicios y el resto de la estructura social tienen variaciones importantes entre países. Así, por ejemplo, en Argentina y México la clase de servicios se separa claramente del resto de las clases, síntoma de barreras importantes para el acceso a la cima desde todas las otras clases. En cambio, en Perú no se distinguen amplias barreras jerárquicas entre la clase de servicios, la clase no manual de rutina, los trabajadores por cuenta propia, y los trabajadores manuales de alta calificación. Lo anterior sugiere que el acceso a la clase de servicios está más abier-

En síntesis, estos rasgos nos sugieren que, a pesar de que en promedio el nivel de fluidez social es similar en América Latina y los países europeos, el patrón de fluidez es sustantivamente diferente: se caracteriza por el predominio de rasgos jerárquicos, por una mayor movilidad relativa en las clases «intermedias» de la estructura social, y una mayor polarización y aislamiento social de las clases ubicadas en la parte baja y alta de la jerarquía social.

Cuarta conclusión. Nuestros resultados revelan que, a pesar de que las mujeres presentan mayor selectividad que los varones dada su menor participación laboral, los niveles de fluidez en la movilidad intergeneracional de clase son similares para ambos sexos en la mayoría de los países estudiados (Perú fue excluido del análisis debido a restricciones de los datos). Este resultado contrasta con los indicadores de movilidad absoluta, que en todos los países muestran mayores tasas de movilidad para las mujeres, debido al sello particular que imprime la segregación ocupacional por género en la inserción de clase de las mujeres. Una vez neutralizadas estas discrepancias mediante el ajuste de modelos log-lineales, encontramos que la intensidad relativa de la asociación entre orígenes y destinos de clase es la misma para ambos sexos en casi todos los países.

La excepción es México, en donde la asociación entre orígenes y destinos de clase es menor para las mujeres que para los varo-

to al resto de las clases que en los otros países. En Chile y Brasil, al igual que en el promedio de los cinco países, se aprecia una afinidad entre la clase no manual de rutina y la clase de servicios. Evidentemente, es necesario profundizar en la investigación para explicar estas diferencias.

nes. No es claro, a partir de los datos que poseemos actualmente, si esto debe interpretarse como un hecho positivo para las mujeres (están menos atadas a sus orígenes de clase que los varones), o bien como un indicador de una mayor segregación de roles de género. Una menor asociación neta entre orígenes y destinos también puede deberse a una mayor selectividad de la población femenina que trabaja (lo que implica un contingente mayor de mujeres que no se incorporan al mercado de trabajo) o mayores dificultades de las hijas frente a los hijos para heredar recursos y posiciones sociales privilegiadas.

10.3 ASIGNATURAS PENDIENTES

Desde el inicio mismo de este proyecto de investigación, dejamos en el tintero varios temas. Era necesario acotar el alcance y enfoque del estudio para darle viabilidad y comparabilidad con otras investigaciones. Posteriormente, el desarrollo del proyecto generó nuevas interrogantes, que sumadas a los pendientes, permiten delinear algunos temas de una agenda de investigación futura sobre la estratificación y movilidad intergeneracional de clase en América Latina.

El primer tema se relaciona con la necesidad de adecuar los esquemas de clases utilizados en la investigación internacional sobre estratificación y movilidad social a las particularidades de los mercados de trabajo de América Latina. Por cuestiones de comparabilidad, en este proyecto decidimos apearnos al esquema CASMIN original propuesto por Erikson y Goldthorpe, con algunas ligeras adecuaciones que no alteran significativamente la clasificación tal como se aplica en una amplia bibliografía in-

ternacional sobre movilidad intergeneracional de clase. Hemos mostrado además, que este esquema permite hacer observable la asociación entre la pertenencia de clase y varios indicadores de bienestar. Lo anterior sugiere que el esquema CASMIN es útil para clasificar las posiciones en el mercado de trabajo y el acceso diferencial a oportunidades de vida.

No obstante, este esquema no fue diseñado para registrar ciertos rasgos relevantes de las relaciones laborales en América Latina. Uno de estos rasgos es la heterogeneidad estructural de los mercados de trabajo, que se expresa principalmente en la distinción entre empleo formal e informal. Como se sabe, esta distinción no sólo refleja diferencias importantes en el tipo de relaciones laborales que se establecen entre empleadores y trabajadores, sino también en los ingresos, las condiciones de protección laboral y otros beneficios sociales. En este sentido, sería conveniente explorar adaptaciones del esquema CASMIN que permitiesen incorporar la distinción formal/informal. De hecho, algunos trabajos realizados en Argentina (Chávez Molina 2013, Salvia et al. 2008), y México (Solís y Benza 2013) sugieren que introducir al esquema de clases esta distinción contribuye no sólo a registrar mejor la desigualdad en el acceso a oportunidades de vida, sino también a visualizar circuitos específicos de movilidad entre los segmentos formal e informal de las clases asalariadas.

En segundo lugar, es importante profundizar en el estudio de la asociación entre movilidad intergeneracional de clase y movilidad socioeconómica. Hemos señalado ya que la asociación entre la pertenencia de clase y la desigualdad en ingresos, escolaridad, y otros indicadores de bienestar social, aún es significativa. También vimos que las tasas absolutas de movilidad y de fluidez social

son similares a las observadas en países industrializados. Esto sugeriría que las sociedades latinoamericanas, o al menos las incluidas en este estudio, no difieren mucho en sus niveles de movilidad de clase con respecto a las naciones de mayor industrialización.

✓) Pero ¿hasta qué punto la movilidad intergeneracional de clase tiene un correlato con la movilidad socioeconómica? Más arriba sugerimos que, al menos en algunos países de la región, se ha debilitado la asociación entre la movilidad intergeneracional de clase y la movilidad socioeconómica. No obstante, es necesario apuntalar esta conjetura con mayor investigación empírica. En particular, sería muy útil desarrollar estudios que permitan estudiar simultáneamente la movilidad de clase y la movilidad socioeconómica a escala individual, de tal manera que podamos explorar en qué circunstancias de clase e individuales se presenta o no un correlato entre ambas formas de movilidad.

Tercero, nuestro avance en torno a los patrones de movilidad intergeneracional de clase para las mujeres genera más preguntas que respuestas con respecto a las intersecciones entre la estratificación de clase y el género. Al definir la pertenencia de clase en función de la posición en el mercado de trabajo, nuestra aproximación se restringe a las mujeres (y los varones) con participación laboral. Esto naturalmente lleva a preguntarse por la posición de clase de las mujeres que no trabajan, pero también acerca de la forma en que la dinámica de las relaciones de género —no sólo en el ámbito de las relaciones familiares sino también en el mundo del trabajo— contribuye a explicar las diferencias entre hombres y mujeres en el logro ocupacional y la movilidad intergeneracional de clase. Tal como hemos apuntado al inicio del libro, nuestra aportación sólo pretende abrir la discusión, por lo que es impor-

tante desarrollar estudios que vayan más allá de la réplica de los análisis tradicionales. Por ejemplo, sería esencial estudiar en qué medida las trayectorias de movilidad de clase de varones y mujeres están condicionadas por sus patrones de formación de uniones, sus elecciones de pareja, y sus niveles de fecundidad, así como si estas interrelaciones varían en función del tipo de relaciones de género que predomina en los distintos países de la región.

En cuarto lugar, una agenda futura de investigación sobre movilidad social intergeneracional en América Latina y el Caribe se beneficiaría enormemente de la inclusión de un mayor y más diverso conjunto de países. Aunque los seis países incluidos en este libro representan una fracción importante de la población total de la región (alrededor de dos tercios), sólo constituyen una muestra pequeña y selecta de países. Probablemente, los patrones de estratificación y movilidad de clase varíen en los países de otras subregiones no representadas en nuestro análisis y que han estado expuestas a condiciones históricas y sociales diferentes, por ejemplo los países de Centroamérica, de la región andina al norte de Perú y del Caribe. En tanto la inclusión de más países dependa de la disponibilidad de datos, sería importante coordinar esfuerzos internacionales para hacer levantamientos que tengan las características técnicas adecuadas para realizar análisis comparativos.

Por último, el estudio de los patrones de movilidad intergeneracional de clase debe ser el punto de arranque para desarrollar una agenda más ambiciosa especifique de manera más clara cuáles son los procesos y mecanismos de reproducción intergeneracional de la desigualdad social en América Latina. La tabla de movilidad ofrece información para un diagnóstico inicial, pero no permite profundizar en el estudio de los factores que contribuyen

a la reproducción de la desigualdad a escala microsocial, así como de los mecanismos sociales que generan tal desigualdad. En otras palabras, al analizar la tabla de movilidad, nos podemos formar una idea general del grado de reproducción intergeneracional de las posiciones de clase. No obstante, lo anterior poco nos dice sobre cómo se da esta reproducción en ámbitos más específicos, como la familia, la escuela, los entornos barriales y residenciales, y los lugares de trabajo. Tampoco nos habla de la forma en que las desigualdades se acumulan a lo largo del curso de vida y se expresan en eventos cruciales que definen los destinos sociales de los individuos y sus familiares (Erikson y Goldthorpe 2002, Ganzeboom et al. 1991, 2000).

Un primer paso para desarrollar una agenda de investigación comparativa centrada en procesos e instituciones sería dirigir la mirada al papel que juega una serie de «instancias mediadoras» en cada contexto nacional y que regulan la relación entre orígenes y destinos de clase. Aquí podemos destacar cinco instancias mediadoras (Hout y DiPrete 2006):

1. *La familia de origen.* Entiéndase aquí que su impacto en los destinos de las personas no se restringe a las variables de origen social incluidas en el modelo clásico de Blau y Duncan (ocupación y escolaridad del padre), sino también a aspectos más complejos de socialización, prácticas de crianza, provisión de ambientes familiares favorables, y dotación de capitales o activos no financieros, como el acceso a redes sociales y al capital cultural.
2. *Las instituciones de bienestar y las políticas sociales.* Éstas regulan de manera diferencial entre países los riesgos sociales y el acceso a oportunidades de vida. Por lo tanto, pueden ejercer influencia variable en los regímenes de movilidad social.

3. *Los sistemas educativos.* A pesar de la masificación y de las crecientes dudas sobre su papel como facilitadores de la movilidad social, son todavía la principal correa de transmisión de la desigualdad entre los orígenes y destinos de clase.
4. *Los entornos residenciales.* Nos referimos, de manera más específica, a la composición social de los barrios y vecindarios, pues ésta puede condicionar el acceso a oportunidades de vida por múltiples vías, entre ellas, el acceso a servicios educativos y oportunidades laborales de distinta calidad, la conformación de redes de sociabilidad, y la discriminación (positiva y negativa) por barrio de residencia.
5. *Las prácticas de reclutamiento laboral y promoción al interior de las organizaciones,* sean institucionalizadas o informales, han de definir los criterios de ingreso, permanencia y promoción de los trabajadores. En última instancia, pueden ejercer una influencia importante en la desigualdad de oportunidades de movilidad ocupacional.

Sabemos poco sobre el papel que juegan cada una de estas instancias mediadoras en la reproducción de las desigualdades sociales y la movilidad social intergeneracional. No obstante, si hubiese que elegir una de ellas para continuar una agenda de investigación, ésta sería sin duda el sistema educativo. El papel de la escolaridad como el principal mediador en los procesos de transmisión intergeneracional de la desigualdad ha sido ampliamente documentado tanto en la investigación realizada en naciones industrializadas como en algunos países América Latina (Blau y Duncan 1967, Erikson y Goldthorpe 2002, Solís 2014, Ribeiro 2007, Featherman y Hauser 1978, Treiman y Ganzeboom 1990, Hout y

DiPrete 2006). Sin embargo, en América Latina todavía sabemos poco sobre los factores y procesos que conducen a la desigualdad de resultados educativos, no sólo en aprendizajes, sino también en las probabilidades de acceder a los distintos niveles de escolaridad. Entre estos factores se encuentran sin duda los vinculados con las condiciones sociales de la familia de origen, pero también la configuración institucional de los sistemas educativos de cada país, que puede contribuir a acentuar o reducir las desigualdades asociadas con los orígenes familiares.



NOTA SOBRE LOS AUTORES

MARTÍN BENAVIDES

mbenavides@grade.org.pe

Investigador Principal de GRADE y Profesor Asociado del Departamento de Ciencias Sociales de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Es Doctor en Sociología por Pennsylvania State University. Ha sido estudiante visitante del área de movilidad social y desigualdad en Nuffield College en la Universidad de Oxford en Inglaterra y Fellow del Center for Advanced Studies in the Behavioral Sciences de la Universidad de Stanford durante el año 2007-2008. Durante los años 2008 a 2014 fue Director Ejecutivo de GRADE y entre 2006 y 2007 fue su Director de Investigación. Actualmente es Investigador Principal de GRADE y Profesor Asociado del Departamento de Ciencias Sociales de la Universidad Católica, donde dirige la revista *Debates en Sociología*. Ha publicado estudios sobre desigualdad y clases sociales, educación, violencia infantil y doméstica. Actualmente investiga transiciones diferenciadas al mercado laboral y educativo para diferentes grupos étnicos (especialmente para la población afro peruana), al igual que los impactos de contextos urbanos sobre las decisiones de escolaridad y la producción de violencias en los hogares.

GABRIELA BENZA

gabibenza@yahoo.com.ar

Investigadora del Centro de Estudios de Población (CENEP) y docente de la Universidad de Buenos Aires. Doctora en Ciencias So-

ciales con especialidad en Sociología (El Colegio de México), Magíster en Sociología Económica (Universidad Nacional de San Martín) y Licenciada en Sociología (Universidad de Buenos Aires). Ha desarrollado investigación y publicado sobre las temáticas de desigualdad, estratificación y movilidad social.

MARCELO BOADO

mrbsoc2001@yahoo.com.ar

Profesor Titular G5 en el Departamento de Sociología de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Montevideo, Uruguay. Se doctoró en Sociología, IUPERJ, 2005. Es actualmente Director del Departamento de Sociología de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Enseña e investiga sobre estructura social de Uruguay, movilidad social, deserción estudiantil universitaria, modelos log-lineales, y políticas de salud y tabaco. Sus principales publicaciones incluyen los libros *Movilidad Social en el Uruguay contemporáneo* (2008); *Traectorias académicas y laborales de los jóvenes de la cohorte PISA en Uruguay 2003-2007* (2010) en coautoría con T. Fernández; *Deserción Estudiantil Universitaria en Uruguay* (2011); e *Impacto de las políticas de control del tabaco en Uruguay 2006-2012* (2014) en coautoría con G. Fong et al.

CARLOS ANTONIO COSTA RIBEIRO

carloscr@iesp.uerj.br

Es profesor e investigador del Instituto de Estudios Sociales y Políticos de la Universidad del Estado de Río de Janeiro (IESP – UERJ), institución que da continuidad a la tradición de investigación del IUPERJ. Tiene el Doctorado en Sociología por la Universidad de Columbia. Fue investigador invitado del Center for Advanced Stu-

dies in the Behavioral Sciences (CASBS) de la Universidad de Stanford. Su principal tema de investigación son los determinantes de la desigualdad de oportunidades económicas a lo largo de los ciclos de vida y entre generaciones. En esta área estudió temas como movilidad social intergeneracional, desigualdad de oportunidades educativas, clases sociales, desigualdades raciales, mercados matrimoniales, transiciones a la vida adulta, criminalidad y justicia. Recientemente publicó tres libros: *Estrutura de Classes e Mobilidade Social no Brasil* (2007), *Desigualdade de Oportunidades no Brasil* (2009), y *Juventudes e Educação: Escola e Transições para Vida Adulta no Brasil* (2014).

VICENTE ESPINOZA

vicente.espinoza@usach.cl

Profesor Titular de la Universidad de Santiago de Chile (USACH), investigador de IDEA e investigador asociado en COES Centre for the Study of Social Conflict and Cohesion. Dirige la especialización doctoral en Estudios Sociales y Políticos del Doctorado en Estudios Americanos de la USACH. Vicente Espinoza es doctor Sociología y especialista en el estudio de la desigualdad social y el análisis de redes sociales. Su programa de investigación utiliza el análisis de redes sociales para comprender cómo la interacción entre personas da origen a estructuras más amplias—grupos o instituciones— que condicionan su propia acción y filtran los efectos del cambio macro-social. Sus principales publicaciones incluyen los libros *Para una historia de los pobres de la ciudad* (Ediciones SUR), *Redes sociales: enfoques y aplicaciones* (Ed. U. Bolivariana), *Redes de trabajo en la supervisión escolar en Chile* (Mineduc-Designio), *La integración social de los jóvenes en Chile 1994 – 2003*. Individualización

y estilos de vida de los jóvenes en la sociedad del riesgo (USACH-INJUV), y Estudio de la élite política emergente. Trayectoria y eficacia política de los militantes en juventudes políticas (PNUD).

MANUEL ETESSE

manuel.ettesse@ceped.org

Candidato a doctor en Sociología por la Universidad Paris Descartes - Sorbonne Cité. Es magister en Población y Desarrollo, ha sido investigador asistente en GRADE y actualmente está afiliado al Centro de Población y Desarrollo (París, Francia). Sus temas de investigación son la desigualdad social, el sistema educativo y las trayectorias biográficas en el Perú.

JORGE RAÚL JORRAT

rjorrat@gmail.com

Investigador Principal del CONICET, con asiento en el Instituto de Investigaciones Gino Germani, Universidad de Buenos Aires (UBA). Doctor en Sociología. Trabajó en dos áreas: 1) estudios de estratificación y movilidad social y 2) investigaciones electorales. Ello dio lugar a muy diversas publicaciones. Entre ellas, se cuentan *Estratificación social y movilidad. Un estudio del Área Metropolitana de Buenos Aires* (EUDET, 2000), *Escalas de prestigio y de status socioeconómico de las ocupaciones*, con Luis R. Acosta (Dunken, 2004), y *Una trilogía sobre Elecciones en la ciudad 1864-2007*, con Darío Canton. Tomos I, II y III -2001, 2005 y 2007 (Buenos Aires: Instituto de Investigaciones Históricas de la Ciudad de Buenos Aires). Actualmente trabaja en un libro sobre movilidad social en Argentina.

PATRICIO SOLÍS

psolis@colmex.mx

Profesor-investigador del Centro de Estudios Sociológicos de El Colegio de México. Doctor en Sociología por la Universidad de Texas en Austin. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores (SNI-nivel 3). Actualmente es Director de la revista *Estudios Sociológicos*. Sus intereses de investigación son la desigualdad, la estratificación social y el curso de vida. Ha publicado trabajos sobre movilidad social intergeneracional, desigualdad social en la transición a la vida adulta, patrones de formación y disolución de parejas conyugales, y segregación residencial socioeconómica en México. Entre sus publicaciones se encuentran los libros *Inequidad y movilidad social en Monterrey* (El Colegio de México, 2007), y *Caminos desiguales. Trayectorias educativas y laborales de los jóvenes en la Ciudad de México*, coordinado junto con Emilio Blanco (El Colegio de México – INEE, 2014). Su página electrónica personal es: <http://patricio-solis.colmex.mx/>



BIBLIOGRAFÍA

- Abbott, Geoff y Pamela Payne (eds) (1991) *The Social Mobility Of Women: Beyond Male Mobility Models*. London: The Falmer Press.
- Acker, Joan (1973) «Women and Social Stratification: A Case of Intellectual Sexism», *American Journal of Sociology*, 78(4).
- Agresti, Alan (2002) *Categorical Data Analysis*. 2a. edición. Nueva York: Wiley.
- Albelda, Randy P. (1986) «Occupational Segregation by Race and Gender, 1958-1981». *Industrial and Labor Relations Review*, 39(3): 404-411.
- Alesina, Alberto & Dani Rodrik (1994). «Distributive Politics and Economic Growth». *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2): 465-490.
- Altimir, Oscar y Luis Beccaria (1999) *El mercado de trabajo bajo el nuevo régimen económico en Argentina*. Serie Reformas Económicas 28. Santiago de Chile: CEPAL.
- Andrews, Dan, Andrew Leigh (2008) *More Inequality, Less Social Mobility*, Discussion Paper 566. Australian National University: CEPR.
- Anker, Richard (1998) *Gender and Jobs: Sex Segregation of Occupations in the World*. Geneva: International Labour Office.
- Arellano, Rolando (2010) *Al medio hay sitio: el crecimiento social según los estilos de vida*. Lima: Editorial Planeta.
- Arneson, Richard (2015) «Equality of Opportunity», *The Stanford Encyclopedia of Philosophy* (Summer 2015 Edition), Edward N. Zalta (ed.),
<<http://plato.stanford.edu/archives/sum2015/entries/equal-opportunity/>>.

- Balán, Jorge; Harley L. Browning y Elizabeth Jelin (1977) *El hombre en una sociedad en desarrollo: movilidad geográfica y social en Monterrey*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Banco Mundial (2007) *La informalidad: escape y exclusión*. Washington: Banco Mundial.
- Beccaria, Luis (1978) «Una contribución al estudio de la movilidad social en la Argentina. Análisis de los resultados de una encuesta para el Gran Buenos Aires». *Desarrollo Económico*, 17(68).
- Beccaria, Luis (2005) «El mercado laboral argentino luego de las reformas», en Luis Beccaria y Roxana Maurizio (eds.) *Mercado de trabajo y equidad en la Argentina*. Buenos Aires: UNGS/Prometeo libros
- Beccaria, Luis (2007) «El mercado de trabajo luego de la crisis. Avances y desafíos» en Bernardo Kosacoff (ed.). *Crisis, recuperación y nuevos dilemas. La economía argentina 2002-2007*. Santiago de Chile: CEPAL.
- Belini, Claudio y Juan Carlos Korol (2012) *Historia económica de la Argentina en el siglo XX*. Buenos Aires: Siglo XXI.
- Benavides, Martín (2002) «Cuando los extremos no se encuentran: un análisis de la movilidad social e igualdad de oportunidades en el Perú contemporáneo», *Bulletin de l'Institut Français D'études Andines*, 31(3): 473-494.
- Benavides, Martín (2004) «Educación y estructura social en el Perú. Un estudio acerca del acceso a la educación superior y la movilidad intergeneracional en una muestra de trabajadores urbanos», en Arregui, Patricia (ed.) *¿Es posible mejorar la educación peruana?, Evidencias y Posibilidades*. Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo.
- Benavides, Martín y Manuel Etesse (2012) «Movilidad educativa

- intergeneracional, educación superior y movilidad social en el Perú: evidencias recientes a partir de encuestas de hogares» en Cuenca, Ricardo (ed.) *Educación superior, movilidad social e identidad*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- Benza, Gabriela (2010) «Transformaciones en los niveles de movilidad ocupacional intergeneracional asociados a las clases medias de Buenos Aires», XXIX Congreso de Estudios Latinoamericanos, Toronto.
- Benza, Gabriela (2012) *Estructura de clases y movilidad intergeneracional en Buenos Aires: ¿el fin de una sociedad de «amplias clases medias»?.* Tesis de Doctorado en Ciencia Social con especialidad en Sociología, México: El Colegio de México.
- Birdsall, Nancy y Juan Luis Londoño (1998) «No Trade-Off: Efficient Growth Via More Equal Human Capital Accumulation», en Birdsall, Nancy; Carol Graham y R. H. Sabot (eds.) *Beyond Tradeoffs: Market Reforms and Equitable Growth in Latin America*. Washington, DC: Inter-American Development Bank and Brookings Institutions.
- Birdsall, Nancy y Juan Luis Londoño (1997) «Asset Inequality does Matter: Lessons from Latin America», *The American Economic Review*, 87(2).
- Blau, Peter Michael y Otis Dudley Duncan (1967) *The American Occupational Structure*. New York: The Free Press.
- Blossfeld, Hans-Peter (1986) «Career Opportunities in Federal Republic of Germany: a Dynamic Approach to the Study of the Life Course, Cohort, and Period Effects», *European Sociological Review*, 2(3).
- Boado, Marcelo (2003) «Determinantes del ingreso personal de ocupación principal en Maldonado y Salto en 2000», en: Ma-

- zzei, Enrique (ed.) *El Uruguay desde la Sociología*. Montevideo: Depto. de Sociología/Fac. de Ciencias Sociales, UDELAR.
- Boado, Marcelo (2004) «Tras los pasos de Labbens y Solari: Movilidad social de hombres jefes de hogar en Montevideo 1959-1996.», en: Mazzei, Enrique (ed.) *El Uruguay desde la Sociología II*. Montevideo: Depto. de Sociología/Fac. de Ciencias Sociales, UDELAR.
- Boado, Marcelo (2008) *Movilidad social en el Uruguay contemporáneo*. Montevideo: IUPERJ/UDELAR.
- Boado, Marcelo (2010) «Modelos de movilidad social: una aproximación al funcionamiento de la desigualdad social en ciudades del Uruguay», en: Mazzei, Enrique (ed.) *El Uruguay desde la Sociología VIII*. Montevideo: Depto. de Sociología/Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR.
- Boado, Marcelo (2011) «Revisión de tablas e introducción a modelos loglineares», Material de curso, Maestría y Doctorado en Sociología; Depto Sociología, Montevideo.
- Boado, Marcelo y Tabaré Fernández (2005) «Distribución del ingreso pobreza y crisis en Uruguay 1998-2003». *Papeles de Población*, 11(44): 43-81.
- Boado, Marcelo y Tabaré Fernández (2006) «La alegría no va por barrios... ¿Quién pago la crisis de 2002 y el empobrecimiento, según clase social?»; en: E. Mazzei (Comp): *El Uruguay desde la Sociología IV*, Depto. de Sociología-FCS, Montevideo.
- Boado, Marcelo y Tabaré Fernández (2010) *Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes en Uruguay. El panel PISA 2003- 2007*. Montevideo: UDELAR.
- Boado, Marcelo; Graciela Prat y Verónica Filardo (1997) *Circulación*

- de mano de obra e identificación de grupos de riesgo en el mercado de trabajo urbano de Montevideo* (2 Tomos). Montevideo: Convenio Depto. de Sociología-Fac. Ciencias Sociales/Dir. Nal de Empleo-Ministerio de Trabajo y Seg. Social.
- Boado, Marcelo; Tabaré Fernández e Ignacio Pardo (2006) «Un esquema de estratificación basado en la clase: precisiones metodológicas para la aplicación del esquema «EGP» en Uruguay». Documento de Trabajo, Montevideo: UDELAR, Facultad de Ciencias Sociales.
- Bourdieu, Pierre (1979) *La Distinción. Criterio y bases sociales del gusto*. Madrid: Taurus.
- Bourdieu, Pierre (1994) «¿Qué es lo que hace a una clase social?, Acerca de la existencia teórica y práctica de grupos», *Revista Paraguaya de Sociología*, 31(89).
- Breen, Richard (1994) «Individual Level Models for Mobility Tables and Other Cross-Classifications», *Sociological Methods and Research*, 23(2): 147-73.
- Breen, Richard (1997) «Risk, Recommodification, and Stratification», *Sociology*, 31(3).
- Breen, Richard y Jan O. Jonsson (2001) «Decomposing Change in Social Fluidity: Sweden, 1976-1999». Ponencia para ISA Research Committee 28, Mannheim.
- Breen, Richard (ed.) (2004) *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, Richard y Ruud Luijkx (2004) «Social Mobility in Europe between 1970 and 2000», en: Richard Breen (ed.) *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, Richard y Jan O. Jonsson (2005) «Inequality of Opportunity

- in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility», *Annual Review of Sociology*, 31: 223-243.
- Breen, Richard y Jan O. Jonsson (2007) «Explaining Change in Social Fluidity: Educational Equalization and Educational Expansion in Twentieth-Century Sweden», *American Journal of Sociology*, 112(6): 775-1810.
- Breen, Richard (2010) «Educational Expansion and Social Mobility in the 20th Century», *Social Forces*, 89 (2): 365-388.
- Callirgos, Juan Carlos (1993) «El racismo: la cuestión del otro (y de uno)», en: DESCO Blanco y Negro, Lima: DESCO.
- Campos, Raymundo; Enrique Huerta y Roberto Vélez (eds.) (2011) *Movilidad social en México. Constantes de la desigualdad*. México: CEEY.
- Cecchini, Simon y Andras Uthoff (2008) «Pobreza y empleo en América Latina: 1990-2005», *Revista de la CEPAL*, 94: 43-58.
- CEEY (2013) *Informe movilidad social en México 2013*. México: CEEY.
- CEPAL (2000) *Panorama social de América Latina y el Caribe 2000-2001*. Santiago de Chile: CEPAL.
- CEPAL (2001) *Panorama social de América Latina 1999-2000*. Santiago de Chile: Naciones Unidas.
- CEPAL (2010) «La educación frente a la reproducción intergeneracional de la desigualdad y la exclusión: situación y desafíos en América Latina», en: CEPAL, *Panorama Social de América Latina 2010*. Santiago de Chile: CEPAL.
- CEPAL (2012) *Panorama Social de América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: CEPAL.
- Charles, Maria y David B. Grusky (2004) *Occupational Ghettos: the*

- Worldwide Segregation of Women and Men*. Stanford: Stanford University Press.
- Chávez Molina, Eduardo y Pablo Gutiérrez (2009) «Movilidad intergeneracional y marginalidad económica. Un estudio de caso en el Conurbano Bonaerense». *Población de Buenos Aires*, 6(10).
- Chávez Molina, Eduardo (2013) «Desigualdad y movilidad social en un contexto de heterogeneidad estructural: notas preliminares», en: Chávez Molina, Eduardo (comp.) y Jérica Pla (coord.) *Desigualdad y movilidad social en el mundo contemporáneo*. Buenos Aires: Imago Mundi.
- Chile. Ministerio de Desarrollo Social (2011) Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional. Cuadros Estadísticos: Pobreza. Acceso 19 octubre 2013.
- Christenson, Bruce; Brígida García y Orlandina de Oliveira (1989) «Los múltiples condicionantes del trabajo femenino en México», *Estudios sociológicos*, 7(20): 251-280.
- Colil Ríos, Pilar (2010) El impacto del género en los patrones de movilidad ocupacional intergeneracional en Chile. Memoria para optar al título profesional de socióloga. Tesis de Licenciatura. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Sociales, Escuela de Sociología.
- Collins, Randall (1971) «Functional and Conflict Theories of Educational Stratification.» *American Sociological Review*, 36(6): 1002-1019.
- Comité Técnico para la Medición de la Pobreza (2002) *Medición de la pobreza: Variantes metodológicas y estimación preliminar*. Serie Documentos de Investigación, México: Secretaría de Desarrollo Social (SEDESOL).

- Contreras Suárez, Enrique (1978) *Estratificación y movilidad social en la Ciudad de México*. México: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Contreras, Carlos y Marcos Cueto (2007) *Historia del Perú Contemporáneo*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos/ Pontificia Universidad Católica del Perú/ Universidad del Pacífico.
- Contreras, Dante (2003) «Poverty and Inequality in a Rapid Growth Economy: Chile 1990-96», *Journal of Development Studies* 39(3): 181-200.
- Cotler, Julio (1985) *Clases. Estado y Nación en el Perú*. Lima: IEP.
- Corak, Miles (ed.) (2004) *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Coral, Isabel (1994) *Desplazamiento por violencia política en el Perú, 1980-1992*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- Cortés Conde, Roberto (1994) «Estimaciones del producto bruto interno de Argentina 1875-1935», en: *Documento de Trabajo N° 3*. Victoria: Universidad de San Andrés.
- Cortés, Fernando (2000) *La distribución del ingreso en México en épocas de estabilización y reforma económica*. México: Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social.
- Cortés, Fernando y Rosa María Rubalcava (1991) *Autoexplotación forzada y equidad por empobrecimiento: la distribución del ingreso familiar en México (1977-1984)*. México: El Colegio de México.
- Cortés, Fernando y Agustín Escobar Latapí (2003) «Movilidad social intergeneracional en los años de reforma económica: un estudio del México urbano», *Revista de la CEPAL*, (85): 149-167.
- Cortés, Fernando, y Agustín Escobar (2005) «Movilidad social intergeneracional en el México urbano», *Revista de la CEPAL*, 85: 149-167.

- Cortés, Fernando, Agustín Escobar y Patricio Solís (eds.) (2007) *Cambio estructural y movilidad social en México*. México: El Colegio de México.
- Cortés, Fernando (2013) «Medio siglo de desigualdad en el ingreso en México». *Economía UNAM*, 10(29): 12-34.
- Crompton, Rosemary y Michael Mann (eds.) (1986) *Gender and Stratification*. Cambridge: Polity Press.
- Crompton, Rosemary (1989) «Class Theory and Gender». *The British Journal of Sociology*, 40(4): 565-587.
- Crompton, Rosemary (1993) *Class and Stratification. An Introduction to Current Debates*. Cambridge: Polity Press.
- Crompton, Rosemary (1997) *Women and Work in Modern Britain*. Oxford: Oxford University Press.
- Cullen, John B. y Shelley M. Novick (1979) «The Davis-Moore Theory of Stratification: A Further Examination and Extension.» *American Journal of Sociology*, 84(6): 1424-1437.
- Dalle, Pablo (2010) «Cambios en el régimen de movilidad social intergeneracional en el Área Metropolitana de Buenos Aires (1960-2005)», *Revista Latinoamericana de Población*, 4(7): 149-173.
- Dalle, Pablo (2011) «Movilidad social intergeneracional desde y al interior de la clase trabajadora en una época de transformación estructural (AMBA: 1960-2005)», *Laboratorio*, (11)24: 62-81.
- Davis, Kingsley, y Wilbert E. Moore (1945) «Some Principles of Stratification», *American Sociological Review*, 10(2): 242-249.
- De Soto, Hernando (1987) *El otro sendero: La revolución informal*. México: Diana.
- Deininger, Klaus y Lyn Squire (1996) «A New Data Set Measuring Income Inequality». *The World Bank Economic Review*, 10(3): 565-591.

- DESCO (2003) *La clase media ¿existe?* Serie Perú Hoy N° 4. Perú: DESCO.
- Díaz, Juan José (2008) «Educación superior en el Perú: tendencias de la demanda y oferta», en Benavides, Martín (ed.) *Análisis de programas procesos y resultados educativos en el Perú*. Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo.
- Duncan, Otis D. (1966) «Methodological Issues in the Study of Social Mobility», en: Lipset, S. M. and Smelser, N. J. (eds.) *Social Structure and Mobility in Economic Development*. Chicago: Aldine.
- Echenique, José (2010) «El caso de Chile», en: Soto Baquero, Fernando y Emilio Klein, *Políticas de mercado de trabajo y pobreza rural en América Latina*. Santiago de Chile: CEPAL, OIT, FAO.
- Eguren, Fernando e Ignacio Cancino (1998) «Agricultura y sociedad rural en el Perú» *Debate Agrario*, 29-30: 1-47.
- Eguren, Fernando (2006) *La reforma agraria en el Perú*. Santiago de Chile: FAO/ ONU.
- Erikson, Robert, John H. Goldthorpe y Lucienne Portocarero (1979) «Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden», *British Journal of Sociology*, 30(4): 415-441.
- Erikson, Robert, John H. Goldthorpe y Lucienne Portocarero (1982) «Social Fluidity in Industrial Nations: England, France and Sweden», *British Journal of Sociology*, 33(1): 1-34.
- Erikson, Robert y John H. Goldthorpe (1987) «Commonality and Variation in Social Fluidity in Industrial Nations. Part II: The Model of Core Social Fluidity Applied», *European Sociological Review*, 3(2): 145-166.
- Erikson, Robert y John H. Goldthorpe (1988) «Women at Class

- Crossroads: A Critical Note», *Sociology*, 22(4): 545-553.
- Erikson Robert y John H. Goldthorpe (1992) *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Erikson, Robert y John H. Goldthorpe (1992a) «The CASMIN Project and the American Dream», *European Sociological Review*, 8(3):283-306.
- Erikson, Robert y John H. Goldthorpe (1992b) «Comments on Sorensen Rejoinder», *European Sociological Review*, 8(3):311-312.
- Erikson Robert y John H. Goldthorpe (2002) «Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective», *Journal of Economic Perspectives*, 16 (3): 31-44.
- Errandonea, Alfredo (1989) *Las clases sociales en el Uruguay*. Montevideo: CLAEH/Banda Oriental.
- Escobal, Javier, Jaime Saavedra y Renos Vakis (2012) *¿Está el piso pa-rejo para los niños en el Perú? Medición y comprensión de la evolución de las oportunidades*. Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo y Banco Mundial.
- Escobar, Agustín (1993) «Reestructuración económica y desigualdad social en México: el caso de Guadalajara», Ponencia presentada al 1er. Congreso Latinoamericano de Sociología del Trabajo. El Colegio de México, UNAM, Asociación Latinoamericana de Sociología del Trabajo. México.
- Escobar, Agustín (1995) «Movilidad, reestructuración, y clase social en México: el caso de Guadalajara», *Estudios Sociológicos*, XIII(38): 231-260.
- Escobar, Agustín y Fernando Cortés (2007) «Modelos de acumulación de capital y movilidad social: un estudio en seis ciudades

- mexicanas», en: Escobar, Agustín; Fernando Cortés y Patricio Solís (eds.) *Cambio estructural y movilidad social en México*. México: El Colegio de México.
- Esping-Andersen Gøsta (1993) *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. New Jersey: Princeton University Press.
- Espinoza, Vicente (2002) «La movilidad ocupacional en el Cono Sur. Acerca de las raíces estructurales de la desigualdad social», *Proposiciones*, 34: 28.
- Espinoza, Vicente (2006) «La movilidad ocupacional en el Cono Sur. Oportunidades y desigualdad social», *Revista de Sociología*, 20: 131-146.
- Espinoza, Vicente y Emmanuelle Barozet (2009) «¿De qué hablamos cuando decimos «clase media»? Perspectivas sobre el caso chileno», en Joignant, Alfredo y Pedro Güell (eds.) *El Arte de Clasificar a los Chilenos*. Santiago de Chile: Ediciones Universidad Diego Portales.
- Espinoza, Vicente y Javier I. Núñez (2014) «Movilidad ocupacional en Chile 2001-2009. ¿Desigualdad de ingresos con igualdad de oportunidades?», *Revista Internacional de Sociología*, 72(1): 57-81. <http://revintsociologia.revistas.csic.es/index.php/revintsociologia/article/view/551>
- Espinoza, Vicente, Emmanuelle Barozet y María Luisa Méndez (2013) «Estratificación y movilidad social bajo un modelo neoliberal: El caso de Chile», *Laboratorio*, 25(14): 169-192.
- Featherman, David L. y Robert M. Hauser (1974) *Trends in Occupational Mobility by Race and Sex in the United States, 1962-1972*. Madison: University of Wisconsin.
- Featherman, David L., Jones, F. Lancaster y Robert M. Hauser (1975) «Assumptions of Social Mobility Research in the U.S.:

- The Case of Occupational Status», *Social Sciences Research*, 4(4): 329-360.
- Featherman, David L., y Robert M. Hauser (1978) *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Ferreira, Francisco H., Julián Messina, Jamele Rigolini, Luis Felipe López-Calva, María Ana Lugo y Renos Vakis (2013) *Economic Mobility and the Rise of the Latin American Middle Class*. Washington, D.C.: World Bank Publications.
- Filgueira, Carlos (1973) «Imbalance y movilidad parcial en la estructura social: el caso uruguayo», en: *Cuadernos del Instituto de Ciencias Sociales* N°3. Montevideo: Facultad de Derecho y Ciencias Sociales.
- Filgueira, Carlos (2001) *La actualidad de viejas temáticas: sobre los estudios de clase, estratificación y movilidad social en América Latina*, Serie Políticas Sociales N° 51. Santiago de Chile: CEPAL.
- Filgueira, Carlos y Carlos Geneletti (1981) *Estratificación y movilidad ocupacional en América Latina*, CEPAL, Cuaderno N° 39. Santiago de Chile: Naciones Unidas.
- Firth, David y Jouni Kuha (1999) «On the Index of Dissimilarity for Lack of Fit in Log Linear Models». *Documento de Trabajo*. Nuffield College: Oxford.
- Fox, John y Sanford Weisberg (2011) *An R Companion to Applied Regression*. California: Sage Publications.
- Franco, Carlos (1991) *La otra modernidad, imágenes de la sociedad peruana*. Lima: Centro de Estudios para el Desarrollo y la Participación.
- Franco, Rolando, Arturo León y Raúl Atria (coords.) (2007) *Estratificación y movilidad social en América Latina: transformaciones estructurales de un cuarto de siglo*. Santiago de Chile: CEPAL/GTZ.

- Galbraith, John K. (2002) «A Perfect Crime: Inequality in the Age of Globalization», *Daedalus*, 131(1): 11-25.
- Ganzeboom, Harry B. G, Ruud Luijkx y Donald J. Treiman (1989) «Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective», *Research in Social Stratification and Mobility*, 8: 3-84.
- Ganzeboom, Harry B. G., Donald J. Treiman y Wout C. Ultee (1991) «Comparative Intergenerational Stratification Research: Three Generations and Beyond», *Annual Review of Sociology*, 17: 277-302.
- Ganzeboom Harry Paul M. DeGraaf y Donald J. Treiman (1992) «A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status» *Social Science Research*, 21(1): 1-56.
- Ganzeboom, Harry B. y Donald J. Treiman (1996) «Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations», *Social Science Research*, 25(3): 201-239.
- García, Brígida (2009) «Los mercados de trabajo urbanos de México a principios del siglo XXI», *Revista Mexicana de Sociología*, 71(1): 5-46.
- García, Brígida y Oliveira, Orlandina de (1998) «Crisis, reestructuración económica y transformación de los mercados de trabajo en México», *Papeles de Población*, 4(15): 39-72.
- Gasparini, Leonardo; Guillermo Cruces y Leopoldo Tornarolli (2009) *Recent Trends in Income Inequality in Latin America*. ECINEQ Working Paper 132, Society for the Study of Economic Inequality, CEDLAS-Universidad Nacional de La Plata.
- Gerber, Theodore P. y Michael Hout (2002) *Tightening Up: Social Mobility in Russia, 1988-2001*, Center for the Study of the New Inequalities Working Paper, Survey Research Center (SRC) University of California, Berkeley.

- Germani, Gino (1962). *Política y sociedad en una época de transición. De la sociedad tradicional a la sociedad de masas*. Buenos Aires: Paidós.
- Germani, Gino (1963) «La movilidad social en la Argentina», en: Seymour Martin Lipset y Reinhard Bendix, *Movilidad social en la sociedad industrial*. Buenos Aires: EUDEBA.
- Germani, Gino (1970) *La estratificación social y su evolución histórica en la Argentina*. Mimeo: Cambridge, Harvard University.
- Germani, Gino (1987) *Estructura social de la Argentina*. Buenos Aires: Ediciones Solar.
- Germani, Gino (2003) *Autoritarismo, fascismo y populismo nacional*. Buenos Aires: Temas.
- Giddens, Anthony (1973) *The Class Structure of the Advanced Societies*. New York: Harper & Row Publishers.
- Glass, David (1963) *Social Mobility in Britain*, London: Routledge & Keegan Paul.
- Goldthorpe, John H., Catriona Llewellyn y Clive Payne (1987) *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon Press.
- Goldthorpe, John H. (2000) «On Sociology. Numbers, Narratives and the Integration of Research and Theory». Oxford University Press; Oxford.
- Goldthorpe, John H. (1983) «Women and Class Analysis: In Defence of the Conventional View», *Sociology* 17(4): 465-488.
- Goldthorpe, John H. (1984) «Women and Class Analysis: A Reply to the Replies», *Sociology*, 18(4): 491-499.
- Goldthorpe, John H. (1985) «On Economic Development and Social Mobility» *British Journal of Sociology*, 36(4): 549-573.
- Goldthorpe, John H. (2012) «Understanding—and Misunderstanding— Social Mobility in Britain: The Entry of the Economists,

- the Confusion of Politicians and the Limits of Educational Policy». *Barnett Papers in Social Research*, 1.
- Goldthorpe, John H. y Abigail McKnight (2006) «The Economic Basis of Social Class», en: Morgan, Stephen L., David B. Grusky y Gary S. Fields, (eds.) *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and Economics*. Stanford: Stanford University Press.
- Golte, Jurgen y Norma Adams (1987) *Los caballos de Troya de los invasores: estrategias campesinas en la conquista de la gran Lima*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- Gonzales de Ollate, Efraín (1998) *El neoliberalismo a la peruana: economía política del ajuste estructural, 1990-1997*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos/ Consorcio de Investigación Económica.
- Goodman, Leo A. (1965) «On Statistical Analysis of Mobility Tables», *American Journal of Sociology*, 70(5): 564-585.
- Goodman, Leo A. (1972) «Some Multiplicative Models for the Analysis of Cross-Classified Data» en: *Proceedings of the 6th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Vol. 1. Berkeley: University of California Press.
- Goodman, Leo A. (1979) «Multiplicative Models for the Analysis of Occupational Mobility Tables and Other Kinds of Cross-Classification Tables» *American Journal of Sociology*, 84(4): 804-819.
- Goodman, Leo A. (1985) «The Analysis of Cross-Classified Data Having Ordered and/or Unordered Categories: Association Models, Correlation Models and Asymmetry Models for Contingency Tables With or Without Missing Entries», *The Annals of Statistics* 13(1): 10-69.
- Goodman, Leo A. (1986) «Some Useful Extensions of the Usual Correspondence Analysis Approach and the Usual Log-Linear Models Approach in the Analysis of Contingency Tables», In-

- ternational Statistical Review/Revue Internationale de Statistique, 54(3): 243-270.
- Graham, Carol y Andrew Felton (2006) «Inequality and Happiness: Insights from Latin America», *The Journal of Economic Inequality*, 4(1): 107-122.
- Greenacre, Michael (2010) *Correspondence Analysis in Practice*, Second Edition, Taylor & Francis Group.
- Grompone, Romeo (1990) «Perú: La vertiginosa irrupción de Fujimori. Buscando las razones de un sorprendente resultado electoral», *Revista Mexicana de Sociología*, 52(4): 177-203.
- Grusky, David B. (1994) «The Contours of Social Stratification», en: David B. Grusky (ed.) *Social Stratification in Sociological Perspective*. California: Westview Press.
- Grusky, David B. (2001) «The Past, Present, and Future of Social Inequality», en: David Grusky (ed.) *Social stratification: Class, Race and Gender in Sociological Perspective*. Boulder: Westview Press.
- Grusky, David B. y Ravi Kanbur (eds.) (2006) *Poverty and Inequality*. Standford: Standford University Press.
- Grusky, David B. y Robert M. Hauser (1984) «Comparative Social Mobility Revisited: Models of Convergence and Divergence in 16 Countries», *American Sociological Review*, 49(1): 19-38.
- Gurrieri, Adolfo y Pedro Sáinz (2003) «Empleo y movilidad estructural. Trayectoria de un tema prebischiano», *Revista de la CEPAL*, 80, 141:164.
- Hauser, Robert M. (1978) «A Structural Model of the Mobility Table», *Social Forces*, 56(3): 919-953.
- Hauser, Robert M. (1984) «Vertical Class Mobility in England, France and Sweden», *Acta Sociologica*, 27(4): 387-390.

- Hauser, Robert M. y Allen Logan (1992) «How to Measure Intergenerational Occupational Persistence», *American Journal of Sociology*, 97(6): 1689-1711.
- Hauser, Robert M. y David L. Featherman (1977) *The Process of Stratification. Trends and Tendencies*. New York: Academic Press.
- Heath, Anthony y Nicky Britten (1984) «Women's Jobs Do Make a Difference: A Reply to Goldthorpe», *Sociology*, 18(4): 475-490.
- Heintz, Peter (1966) *Un Paradigma Sociológico del Desarrollo*, Buenos Aires: EUDEBA.
- Hendrickx, John (2000) «Special Restriction in Multinomial Logistic Regression.» *Stata Technical Bulletin*, 56: 18-26.
- Herrera, Javier (1997) *Ajuste económico, desigualdad y movilidad social*. Lima: Instituto Cuánto/UNICEF/USAID.
- Herrera, Javier (2001) *La pobreza en el Perú 2001. Una visión departamental*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática, Perú/ Institut de Recherche pour le Développement.
- Hout, Michael y Thomas DiPrete (2006) «What Have We Learned: RC28's Contributions to Knowledge about Social Stratification», *Research in Social Stratification and Mobility*. 24(1): 1-20.
- Hout, Michael (1983) *Mobility Tables*. Sage University Papers. Newbury Park: Sage Publications.
- Hout, Michael (1984) «Status, Autonomy and Training in Occupational Mobility», *American Journal of Sociology*, 89(3): 1379-1409.
- Hout, Michael (1988) «More Universalism, Less Structural Mobility: The American Occupational Structure in the 1980's», *American Journal of Sociology*, 93(6): 1358-1400.
- Hout, Michael (1989) *Following in Father's Footsteps*. Cambridge: Harvard University Press.

- Hout, Michael y Robert M. Hauser (1992) «Symmetry and Hierarchy in Social Mobility: A Methodological Analysis of the CASMIN Model of Class Mobility», *European Sociological Review*, 8(3): 239-266.
- Hout, Michael, y Avery M. Guest (2013) «Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States since 1850: Comment», *The American Economic Review*, 103(5): 2003-2020.
- INDEC (2003) «La nueva encuesta de hogares de Argentina. 2003». Buenos Aires: INDEC.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) (2007) «Información Social y Demográfica 2004-2007». Visto 20.03.2012. (<http://www.inei.gob.pe/BiblioINEIPub/BancoPub/Est/Lib0863/cap03.pdf>)
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) (2008a) «El crecimiento de las ciudades». Visto 13.01.2013. (<http://www.inei.gob.pe/biblioineipub/bancopub/Est/Lib0018/cap31002.htm>).
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) (2008b) *Encuesta Nacional de Hogares. Informe Técnico*. Lima: INEI.
- Ishida, Hiroshi (2005) *Social Stratification and Social Mobility in Late-Industrializing Countries*. Tokyo: University of Tokyo.
- Ishida, Hiroshi y Satoshi Miwa (2011) «Comparative Social Mobility and Late Industrialization». Ponencia Taller del Center for Research on Inequalities and the Life Course (CIQLE). Yale University.
- Joignant, Alfredo y Pedro Güell (eds.) (2009) *El arte de clasificar a los chilenos. Enfoques sobre los modelos de estratificación en Chile*. Santiago de Chile: Ediciones UDP.

- Jorrat, Jorge Raúl (1987) «Exploraciones sobre movilidad ocupacional intergeneracional masculina en el Gran Buenos Aires», *Desarrollo Económico*, 27(106): 261-278.
- Jorrat, Jorge Raúl (2000) *Estratificación social y movilidad. Un estudio del Área Metropolitana de Buenos Aires*. Tucumán: Universidad Nacional de Tucumán.
- Jorrat, Jorge Raúl (2005) «Aspectos descriptivos de la movilidad intergeneracional de clase en Argentina: 2003-2004». 7mo Congreso Nacional de Estudios del Trabajo, ASET. Buenos Aires.
- Jorrat, Jorge Raúl (2007) «Movilidad intergeneracional de clase en Argentina, 2002-2005». Ponencia presentada en el xxvi Congreso de la Asociación Latinoamericana de Sociología (ALAS). Guadalajara - México.
- Jorrat, Jorge Raúl (2008) *Exploraciones sobre movilidad de clases en Argentina, 2003-2004*. Documento de Trabajo N° 52. Buenos Aires: IIGG-UBA.
- Kawachi, Ichiro y Bruce P. Kennedy (1997) «Health and Social Cohesion: Why Care about Income Inequality?», *BMJ: British Medical Journal*, 314(7086): 1037-1040.
- Kawachi, Ichiro; Bruce P. Kennedy, Kimberly Lochner y Deborah Prothrow-Stith (1997) «Social Capital, Income Inequality, and Mortality», *American Journal of Public Health*, 87(9): 1491-1498.
- Kay, Cristobal y Patricio Silva (eds.) (1992) *Development and Social Change in the Chilean Countryside: From the Pre-Land Reform Period to the Democratic Transition*. Amsterdam: CEDLA.
- Kerckhoff, Alan C. (2001) «Education and Social Stratification Processes in Comparative Perspective». *Sociology of Education*, Extra issue: 3-18.
- Kessler, Gabriel y Vicente Espinoza (2003) *Movilidad social y trayec-*

- torias ocupacionales en Argentina: rupturas y algunas paradojas del caso de Buenos Aires. Serie Políticas Sociales N° 66. Santiago de Chile: CEPAL.
- Klarén, Peter F. (2007) *Nación y sociedad en la historia del Perú*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- Kluegel, James R., David S. Manson y Bernd Wegener (eds.) (1995) *Social Justice and Political Change: Public Opinion in Capitalist and Post-Communist States*. New York: A. de Gruyter
- Knoke, David y Peter J. Burke (1980) *Log-Linear Models*. Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-020. Beverly Hills, CA: Sage.
- Labbens, Jean y Aldo E. Solari (1961) «Movilidad social en Montevideo», *Boletín del Centro Latinoamericano de Pesquisas em Ciências Sociais*, 4(4): 349-376.
- Lambert, P; Kenneth Prandy y Wendy Bottero (2007) «By Slow Degrees: Two Centuries of Social Reproduction and Mobility in Britain». *Sociological Research Online*, 12(1). <<http://www.socresononline.org.uk/12/1/prandy.html>>.
- Lefranc Arnaud y Alan Trannoy (2005) «Intergenerational Earnings Mobility in France: Is France More Mobile than the US?», *Annales d'économie et de statistique*, 78: 57-77.
- Lefranc Arnaud, Nicolas Pistolesi y Alan Trannoy (2008) «Inequality of Opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike?», *Review of Income and Wealth*, 54(4): 513-546.
- Leiulfsrud, Håkon, Ivano Bison y Heidi Jensberg (2005) «Social Class in Europe; European Social Survey 2002/3». Department of Sociology & Political Science Norwegian University of Technology and Science, Norway and Department of Sociology and Social Research University of Trento, Italy.

- León, Arturo y Javier Martínez (2001) *La estratificación social chilena hacia fines del siglo xx*. Serie Políticas Sociales N°52. Santiago de Chile: CEPAL.
- Li, Jian Hong y Joachim Singelmann (1998) «Gender Differences in Class Mobility: A Comparative Study of the United States, Sweden, and West Germany», *Acta Sociológica*, 41(4): 315-333.
- Lindenboim, Javier (2010) «Ajuste y pobreza a fines del siglo xx», en: Susana Torrado (directora) *El costo social del ajuste (Argentina, 1976-2002)*. Buenos Aires: Edhasa.
- Lipset, Seymour Martin y Richard Bendix (1963) *Movilidad Social en la Sociedad Industrial*, Buenos Aires: Eudeba.
- Lipset, Seymour Martin y Hans L Zetterberg (1959) *Social mobility in industrial societies*. Berkeley: University of California Press.
- Lipset, Seymour Martin y Hans L. Zetterberg (1966) «A Theory of Social Mobility», en: Reinhard Bendix y Seymour Lipset (eds.) *Class, Status, and Power*. New York: The Free Press.
- Londoño, Juan Luis y Miguel Székely (1997) *Persistent Poverty and Excess Inequality: Latin America, 1970-1995*. New York: Inter-American Development Bank.
- Long, J. Scott y Jeremy Freese (2006) *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. Texas: Stata Press.
- Lumley, Thomas (2011) *Complex Surveys: A Guide to Analysis Using R*. New York: Wiley.
- Lusting, Nora, Luis F. López Calva y Eduardo Ortíz Juárez (2013) «Declining Inequality in Latin America in the 2000s: The Cases of Argentina, Brazil, and Mexico». *World Development*, 44: 129-141.
- Macedo Martínez, Leticia (2003) «Mercados de trabajo y segregación ocupacional por sexo. Una dimensión territorial de las

- ciudades mexicanas». Tesis de Maestría en Población, México: FLACSO-México.
- Manrique, Nelson (1992) «Cristianos y musulmanes. El imaginario colonial del descubrimiento de América», *Márgenes*, 9: 138.
- Manrique, Nelson (1995) *Historia de la república*. Lima: COFIDE.
- Manrique, Nelson (1999) «Algunas reflexiones sobre el colonialismo, el racismo y la cuestión nacional», en: *La piel y la pluma: escritos sobre literatura, etnicidad y racism*. Lima: Casa Sur.
- Mare, Robert D. (1981) «Change and Stability in Educational Stratification». *American Sociological Review*, 46(1): 72-87.
- Marshall, Gordon y Adam Swift (1993) «Social Class and Social Justice», *British Journal of Sociology*, 44(2): 187-211.
- Martínez Gómez, Ciro; Tim Miller y Paulo Saad (2013) *Participación laboral femenina y bono de género en América Latina*. Santiago: CEPAL
- Matos Mar, José (2004) [1984] *Desborde popular y crisis del Estado. Veinte años después*. Lima: Fondo Editorial del Congreso de la República del Perú.
- McClintock, Cynthia (1998) *Revolutionary Movements in Latin America*. Washington, DC: U.S. Institute of Peace Press.
- Monge, Carlos (1993). «Transformaciones en la sociedad rural», en: Oscar Dancourt, Enrique Mayer y Carlos Monge (eds.) *Perú: el problema agrario en debate / SEPIA V*. Lima: Seminario Permanente de Investigación Agraria / Universidad Nacional San Agustín de Arequipa / Centro de Apoyo y Promoción del Desarrollo Agraria.
- Muelle, Luis (1990) «Desigualdad social y desigualdad educativa: un análisis intergeneracional», *Revista Peruana de Ciencias Sociales*, 2(2): 31-60.

- Müller, Walter (1990) «Social Mobility in Industrial Nations», en Jon Clark, Celia Modgil y Sohan Modgil (eds.) *John Goldthorpe. Consensus and Controversy*. London: The Falmer Press.
- Müller, Walter y Reinhard Pollack (2004) «Social Mobility in West Germany: The Long Arms of History Rediscovered?» en Richard Breen (ed.) *Social Mobility in Europe*.
- Muñoz, Humberto y Orlandina de Oliveira (1973) Migración interna y movilidad ocupacional en la ciudad de México. *Demografía y economía*, 7(2): 135-148.
- Muñoz, Humberto, Orlandina de Oliveira y Claudio Stern (1977) *Migración y desigualdad social en la ciudad de México*. México: Instituto de Investigaciones Sociales - Universidad Nacional Autónoma de México.
- Neri, Marcelo (2011) *A Nova Class Média: o lado brilhante da base da pirâmide*. Rio de Janeiro: Editora Saraiva.
- Núñez, Javier I. y Leslie Miranda (2010) «Intergenerational Income Mobility in a Less-Developed, High-Inequality Context: The Case of Chile», *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 10(1): 1-17.
- Núñez, Javier y Andrea Tartakowsky (2011) «The Relationship between Income Inequality and Inequality of Opportunity in a High-Inequality Country: The Case of Chile», *Applied Economics Letters*, 18(4): 359-369.
- Oliveira, Orlandina De y Bryan R. Roberts (1995) «Urban Social Structures in Latin America, 1930–1990», en: Leslie Bethell (ed.) *Latin America Economy and Society since 1930*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Palomino, Héctor y Pablo Dalle (2012) «El impacto de los cambios ocupacionales en la estructura social de la Argentina: 2003-

- 2011», *Revista de Trabajo Nueva Época*, 8 (10): 205-223.
- Parrado, Emilio A. (2005) «Economic Restructuring and Intra-generational Class Mobility in Mexico», *Social Forces*, 84(2): 733-757.
- Parsons, Talcott (1954) «A Reviseted Analytical Approach to the Theory of Social Stratification» en: Reinhard Bendix y Seymour Martin Lipset, *Class, Status and Power*. New York: Free Press.
- Pascó-Font, Alberto y Jaime Saavedra (2001) *Reformas estructurales y bienestar: Una mirada al Perú de los noventa*. Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo.
- Pasquier-Doumer, Laure (2002) «La evolución de la movilidad escolar intergeneracional en el Perú a lo largo del siglo XX», *Bulletin de l'Institut Français d'Etudes Andines*, 31(3): 429-471.
- Pastore, José (1979) *Desigualdade e mobilidade social no Brasil*. São Paulo: Ed. USP.
- Pastore, José (2000) *Mobilidade social no Brasil*. São Paulo: Macron Books.
- Pisati, Maurizio (2012) «Uniform Layer Effect Models for the Analysis of Differences in Two-Way Associations», *Stata Technical Bulletin*, 10(55): 33-46.
- Pisati, Maurizio y Antonio Schizzerotto (2004) «Italian Mobility Regime 1985-1997», en: Richard Breen (ed.) *Social Mobility in Europe*. New York: Oxford University Press.
- Pla, Jéscica y Agustín Salvia (2011) «Movilidad económico - ocupacional y desigualdad económica en la Argentina post reformas estructurales: 2007 – 2008», en: Agustín Salvia (compilador) *Deudas sociales persistentes en la Argentina del Bicentenario*. Buenos Aires: Editorial Biblos.
- Pochmann, Marcio (2012) *Nova Classe Média? o trabalho na base da*

- pirâmide social brasileira. São Paulo: Boitempo Editorial.
- Portes, Alejandro y Kelly Hoffman (2003) «La estructura de clases en América Latina: composición y cambios durante la era neoliberal», *Desarrollo Económico*, 43(171): 355-387.
- Portocarrero, Patricia (1993) *Estrategias de desarrollo: intentando cambiar la vida*. Lima: Flora Tristán Ediciones.
- Powers, Daniel y Yu Xie (2000) *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego: Academic Press.
- Powers, Daniel y Yu Xie (2008) *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. 2nd edition. United Kingdom: Emerald Group.
- PREALC (1982) *Mercado de trabajo en cifras. 1950-1980*. Santiago de Chile: OIT.
- R Development Core Team (2013) «R: A Language and Environment for Statistical Computing», R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Raczynski, Dagmar (1972) «Migration, Mobility, and Occupational Achievement: The Case of Santiago, Chile», *International Migration Review*, 6(2): 182-198.
- Raftery, Adrian E. (1986) «A Note on Bayes Factors for Log-Linear Contingency Table Models with Vague Prior Information», *Journal of the Royal Statistical Society, series B*, 48: 249-250.
- Raftery, Adrian E. (1995) «Bayesian Model Selection in Social Research», en: *Sociological Methodology*. Oxford: Blackwell.
- Ribeiro, Carlos Antonio Costa (2003) *Estrutura de classe e mobilidade social no Brasil*. Brasil: EDUSC.
- Ribeiro, Carlos Antonio Costa (2007) *Estrutura de classe e mobilidade social no Brasil*. Sao Pablo: EDUSC.
- Ribeiro, Carlos Antonio Costa (2012) «Quatro décadas de mobilidade social no Brasil», *Dados*, 55(3): 641-679.

- Ribeiro, Carlos C. y Mari Celi Scalón (2001) «Movilidad de clase en Brasil en perspectiva comparada», *Dados*, 44(1).
- Riveiro, Manuel E. (2012) «Notas para construir categorías EGP según datos de EPH». Mimeo.
- Robert, Peter y Erzsebet Bukodi (2004) «Changes in Intergenerational Mobility in Hungary 1973-2000», en Richard Breen (ed.) *Social Mobility in Europe*. New York: Oxford University Press.
- Roemer, John E. (2009) *Equality of Opportunity*. USA: Harvard University Press.
- Rogoff, Natalie (1966) «Changes in Rates and Forms of Mobility», en: Neil Smelser & Seymour Martin Lipset (eds.) *Social Structure and Mobility in Economic Development*, Chicago: Aldine.
- Roos, Patricia A. (1985) *Gender and Work: A Comparative Analysis of Industrial Societies*. New York: SUNY Press.
- Rubio Campos, Jesús (2010) «Precariedad laboral en México. Una propuesta de medición integral con enfoque de género», *Revista Enfoques: Ciencia Política y Administración Pública*, 8(13): 77-87.
- Ryder, Norman (1965) «The Cohort as a Concept for Social Change», *American Sociological Review*, 30(6): 843-861.
- Saavedra, Jaime (1998) *¿Crisis real o crisis de expectativas?: El empleo en el Perú antes y después de las reformas estructurales*. Documento de Trabajo N° 25. Washington DC: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Sakamoto, Arthur y Daniel A. Powers (2005) «Demography of Social Stratification», en: Dudley L. Poston y Michael Micklin *Handbook of Population. Handbooks of Sociology and Social Research Series*. New York: Kluwer Academic Publishers.
- Salas, Carlos y Marcia Leite (2007) «Segregación sectorial por

- género: una comparación Brasil-México». *Cadernos PROLAM/ USP*, 7(2): 241-259.
- Salata, André R. (2013) «Quem é classe média' no Brasil? Um estudo sobre identidades de classe», en: XVI Congresso Brasileiro de Sociologia. El Salvador.
- Salvia, Agustín y Diego Quartulli (2011) «La movilidad y la estratificación socio-ocupacional en la Argentina. Algo más que un sistema en aparente equilibrio», *Laboratorio*, 11(24): 82-102.
- Salvia, Agustín, Comas, Guillermina y Federico Stefani (2010) «Heterogeneidad estructural y Acceso diferencial a empleos de calidad en dos momentos de crecimiento económico. Argentina 1998-2006». VI Congreso de la Asociación Latinoamericana de Sociología del Trabajo. México.
- Salvia, Agustín, Donza, Eduardo y Julieta Vera (2009) «Cambios en la estructura productiva y en el mercado de trabajo durante el proceso de apertura y reformas económicas. Un estudio sobre el Gran Buenos Aires 1992-2003». XXVII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Sociología. Buenos Aires.
- Salvia, Agustín, Guillermina Comas, Pablo Gutiérrez, Diego Quartulli D. y Federico Stefani (2008) «Cambios en la estructura social del trabajo bajo los regímenes de convertibilidad y post-devaluación. Una mirada desde la perspectiva de la heterogeneidad estructural» en: Javier Lindenboim (comp.) *Trabajo, Ingresos y Políticas en Argentina. Contribuciones para pensar el siglo XXI*. Buenos Aires: EUDEBA.
- Sautu, Ruth y Pablo Dalle (2011) «Patterns of Intergenerational Class Mobility and Class Boundaries in the Metropolitan Area of Buenos Aires». Opportunity, Meritocracy, and Changing Patterns of Social Inequality, ISA, RC28 Meeting, Iowa.

- Scalon, Celi y André Salata (2011) «Uma nova classe média no Brasil da última década? O debate a partir da perspectiva sociológica», *Revista Sociedade e Estado*, 27(2): 387-407.
- Scalon, Maria C. (1999) *Mobilidade Social no Brasil: Padrões e Tendências*. Rio de Janeiro: Revan, IUPERJ-UCAM.
- Shavit, Yossi y Hans-Peter Blossfeld (1993) *Persistent inequality: Changing educational attainment in thirteen countries*. Boulder: Westview Press
- Silverman, Bernard W. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Londres: Chapman & Hall.
- Solari, Aldo (1966) *Estudios sobre la estructura social Uruguay*. Montevideo: Arca.
- Solís, Patricio (2002) «Structural change and men's work lives: Transformations in social stratification and occupational mobility in Monterrey, Mexico», *Disertación Doctoral*, Austin, Texas.
- Solís, Patricio (2005) «Cambio estructural y movilidad ocupacional en Monterrey, México». *Estudios Sociológicos*, XXIII (67): 43-74.
- Solís, Patricio (2007) *Inequidad y movilidad social en Monterrey*. México, D.F.: El Colegio de México.
- Solís, Patricio (2010) «Ocupaciones y clases sociales en México», en: Julio Serrano Espinosa y Florencia Torche (eds.) *Movilidad social en México: población, desarrollo y crecimiento*. México, D. F.: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Solís, Patricio (2012) «Social Mobility in Mexico. Trends, recent findings and research challenges». *Revista Trace* (62): 7-20.
- Solís, Patricio (2014) «¿Relación duradera o divorcio? El vínculo entre escolaridad y transiciones ocupacionales tempranas en un contexto de deterioro laboral», en: Emilio Blanco, Patricio

- Solís y Héctor Robles (coords.) *Caminos desiguales. Trayectorias educativas y laborales de los jóvenes en la Ciudad de México*. México, D. F.: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación – El Colegio de México
- Solís, Patricio y Fernando Cortés (2009) «La movilidad ocupacional en México: Rasgos generales, matices regionales y diferencias por sexo», en: Cecilia Rabell (coord.) *Tramas familiares en el México contemporáneo. Una perspectiva sociodemográfica*. México: Instituto de Investigaciones Sociales, UNAM-El Colegio de México.
- Solís, Patricio y Gabriela Benza (2013) «Classes sociales, pauvreté et inégalités dans les années de l’alternance présidentielle», *Problèmes d’Amérique Latine*, 89: 33-53.
- Solon, Gary (2002) «Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility». *Journal of Economic Perspectives*. 16(3): 59-66.
- Sorokin, Pitirin (1966) *Sociedad, Cultura y Personalidad. Sus estructuras y dinámicas*. Madrid: Aguilar.
- Sosa-Escudero, Walter y Sergio Petralia (2010) «I Can Hear the Grass Grow»: *The Anatomy of Distributive Changes in Argentina*. Documento de Trabajo N° 106. Argentina: CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.
- Souza, Jessé (2012) *A Ralé Brasileira: quem é e como vive*. Belo Horizonte: Editora UFMG.
- Stanworth, Michelle (1984) «Women and class analysis: a reply to John Goldthorpe». *Sociology*, 18(2): 159-170.
- Stinchcombe, Arthur L. (1986) «Social Mobility in Industrial Labor Markets», en: Arthur L. Stinchcombe, *Stratification and Organization. Selected Papers*. Gran Bretaña: Cambridge University Press.

- Swift, Alan (2004) «Would perfect mobility be perfect?», *European Sociological Review*, 20(1): 1-11.
- Székely, Miguel (2005) «Pobreza y desigualdad en México entre 1950 Y 2004». *El Trimestre Económico*, 72(288): 913-931.
- Szelényi, Szonja (1998) *Equality by Design: The Great Experiment in Destratification in Socialist Hungary*. Stanford: Stanford University Press.
- Terra, Juan P. (1983) *La distribución social del ingreso en Uruguay*. Mimeo: CLAEH.
- Torche, Florencia (2005) «Unequal But Fluid: Social Mobility in Chile in Comparative Perspective», *American Sociological Review*, 70(3): 422-450.
- Torche, Florencia (2014) «Intergenerational Mobility and Inequality: The Latin American Case», *Annual Review of Sociology*, 40: 619-42.
- Torche, Florencia y Guillermo Wormald (2004) *Estratificación y movilidad social en Chile: entre la adscripción y el logro*. Serie Políticas Sociales N° 98. Santiago de Chile: CEPAL.
- Torrado, Susana (1992) *Estructura social de la Argentina*. Buenos Aires: Ediciones de la Flor.
- Torrado, Susana (2003) *Historia de la familia en la Argentina moderna (1870-2000)*. Buenos Aires: Ediciones de la Flor.
- Tosoni Alarco, Germán (2014) «Participación salarial y crecimiento económico en América Latina, 1950-2011», *Revista CEPAL*, 113.
- Treiman, Donald J. (1970) «Industrialization and Social Stratification», en Edward O. Laumannn (ed.) *Social Stratification: Research and Theory for the 1970 's*. Indianapolis: Bobbs-Merril.
- Treiman, Donald J. y Harry B. Ganzeboom (1990) «Cross-National Comparative Status Attainment Research», *Research in Social Stratification and Mobility*, (9): 105-127.

- Treiman, Donald J. y Harry B. Ganzeboom (1997) «The Fourth Generation of Comparative Stratification Research», en: Stella R. Quah y Arnaud Sales (ed.) *The International Handbook of Sociology*. Londres: Sage.
- Treiman, Donald J. (2009) *Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. San Francisco: Jossey-Bass/Wiley.
- Turner, Heather y David Firth (2010) «Generalized Nonlinear Models in R: An Overview of the GNM Package», R Package Version 1.0-0, R Package Version 1.0-1.
- Tyree, Andrea, Moshe Semionov, Robert W. Hodge (1979) «Gaps and glissandos: inequality, economic development, and social mobility in 24 countries», *American Sociological Review*, 44: 410-424.
- Vaid, Divya (2005) «Class Mobility - An Indian Perspective». Ponencia en 9th Aage Sorensen Memorial Conference. Harvard University.
- Vallet, Louis-André (1999) «Quarante années de mobilité en France. L'évolution de la fluidité sociale à la lumière de modèles récents.», *Revue Française de Sociologie*, XL(1): 5-64.
- Vigorito, Andrea (2000) «La distribución del ingreso en Uruguay entre 1986 y 1997», *Revista de Economía Banco Central del Uruguay*, 6(2): 1-37.
- Villarán, Fernando (1990) «El fenómeno Fujimori o la crisis de las ideas convencionales», *Revista Quehacer*, (64): 30.
- Wainerman, Catalina y Alejandro Giusti (1994) «¿Crecimiento real o aparente? La fuerza de trabajo en la Argentina en la última década», *Desarrollo Económico*, 135(34): 379-396.
- Weakliem, David L. (1999) «A Critique of the Bayesian Information Criterion for Model Selection», *Sociological Methods & Research*, 27(3): 359-397.

- Weber, Max (1969) *Economía y Sociedad. Esbozo de una sociología comprensiva*. México: FCE.
- Wilkinson, Richard G. (2006) «The Impact of Inequality», *Social Research: An International Quarterly*, 73(2): 711-732.
- Wilkinson, Richard G. y Kate Pickett (2009) *Desigualdad: Un análisis de la (in) felicidad colectiva*. Madrid: Turner.
- Wright, Erik Olin (1986) «Why Something like Socialism is Necessary for the Transition to Something like Communism», *Theory and Society*, 15 (5): 657-672.
- Wright, Erik Olin (1997) *Class Counts. Comparative Studies in Class Analysis*. Cambridge University Press/ Maison des Sciences de l'Homme.
- Wright, Erik Olin (ed.) (2005) *Approaches to Class Analysis*. New York: Cambridge University Press.
- Xie, Yu (1992) «The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables», *American Sociological Review*, 57(3): 380-395.
- Xie, Yu (2003) «Association Model», en Michael Lewis-Beck, Alan Bryman y Tim Futing Liao (eds.) *Encyclopedia of Social Science Research Methods*. California: Sage.
- Yaish, Meir (2004) *Class mobility Trends in Israel Society, 1974-1991*. Lewiston: Edwin Mellen Press.
- Yaish, Meir y Robert Andersen (2012) «Explaining Cross-national Variation in Social Mobility: The Role of Economic and Political Context», *Social Science Research*, 41(3): 527-38.
- Yamada, Gustavo y María Cárdenas (2007) «Educación superior en el Perú: rentabilidad incierta y poco conocida». *Economía y Sociedad*, CIES, 63: 53-61.
- Yaschine, Iliana (2012) «Replicating a Conditional Cash Trans-

fers Programme: Reflections Based on the Experience of the Oportunidades Programme», *International Policy Centre for Inclusive Growth*, 176: 1.

Yaschine, Iliana (2015) «¿Alcanza la educación para salir de la pobreza? Análisis del proceso de estratificación ocupacional de jóvenes rurales en México», *Revista Mexicana de Ciencias Sociales*, 60(223): 377-405.

Zenteno, René y Patricio Solís (2006) «Continuidades y discontinuidades en la movilidad ocupacional en México», *Estudios Demográficos y Urbanos*, 21(3): 515-546.



ÍNDICE ANALÍTICO

- América Latina, XI, XIV, XVII, 1, 6, 9-11, 13, 14, 16, 21-23, 25-30, 33-35, 37, 38, 40, 69, 75-77, 79, 83, 86-88, 95, 98, 99, 105-108, 111-113, 115, 118, 119, 122-124, 128, 136, 137, 142, 189, 194, 299, 301, 302, 306, 405, 408, 417, 477-482, 484-488, 490-493, 495, 497, 498.
- Argentina, XII, XVI, 14, 22, 44, 70-72, 80-84, 90-92, 96-100, 102-104, 111, 112, 116, 117, 119-122, 127, 129, 131, 133-138, 141-143, 146, 149-151, 153, 157, 159, 160, 162-164, 171-176, 181, 184, 185, 187-191, 244, 373, 479, 480, 482, 487, 489, 490, 493.
- BIC, 49, 50, 109, 116, 117, 120, 122, 123, 165-167, 178, 180, 181, 182, 213, 214, 216-218, 221-224, 265-267, 288, 289, 333, 334, 336, 338-341, 350, 351, 390-393, 440, 442-445.
- bondad de ajuste, véase BIC, G^2 , índice de disimilitud, 49, 50, 51, 56, 60, 108-110, 115, 117, 118, 165-168, 177, 178, 183, 188, 213, 214, 216, 217, 222, 224, 333, 334, 335, 338, 340, 341, 346, 350, 351, 388, 390, 391, 440, 441, 443, 462.
- Brasil, XII, XVI, 12, 14, 21, 22, 44, 70-72, 77, 80-83, 85, 90-92, 96-98, 100, 102-104, 106, 107, 111, 112, 116, 117, 119, 121, 126, 127, 129, 131, 137, 138, 193-198, 200-208, 211-214, 217, 219, 221-226, 228, 232, 234-238, 405, 408, 479, 480, 482, 485, 487, 489, 491.
- Capitalismo, 5, 17, 87, 275, 276, 282, 370, 429.
- CASEN, 244, 246.
- CASMIN, XIV, 20-25, 33-35, 37, 42, 62-64, 66, 68, 79, 114-118, 135, 145, 147, 152, 153, 157, 162, 164, 165, 168-180, 182, 187-189, 211, 212, 214, 216-219, 223-226, 228, 232, 233, 238, 266, 267, 269, 289, 290, 334, 337, 340, 341-343, 345, 346, 348-350, 351, 366, 389, 391-394, 417-419, 444, 445, 450-458, 461-463, 472, 492, 493.

Chile, XII, XVI, 12, 14, 22, 26, 44, 70, 71-73, 77, 80-83, 90-92, 95-100, 102-104, 106, 107, 111, 112, 116-121, 127, 130, 132, 136, 201, 206, 241, 243-246, 248-252, 254, 257, 260, 263, 268, 269, 271-274, 280, 284, 289, 291-294, 371, 373, 408, 479, 480, 482, 484, 487, 489, 491.

Clases

agrícolas, 37, 39, 41, 45-47, 68, 79, 80, 84, 90-94, 96, 104, 111, 119, 121-126, 173, 174, 187, 218, 224, 225, 227, 228, 267, 281, 309, 310, 318, 320, 324, 330, 335, 337, 341-346, 350, 359, 362, 387, 398, 479, 482, 489, 490.

de origen, 40-42, 47, 48, 57, 62, 89, 95, 133, 152, 155, 158, 176, 185, 188, 193, 203, 207, 210, 213, 215, 216, 218, 221, 225, 227, 228, 230, 231-234, 236, 239, 290, 321, 339, 353, 388, 431, 433, 447, 452, 467-470, 472.

de destino, 42, 48, 95, 133, 152, 193, 203, 207, 213, 215, 220, 221, 236, 339, 388, 420, 433, 434, 437, 452.

de servicios, 35-37, 44, 53, 57, 63, 80, 81, 84-86, 88, 91-93, 96, 99, 103, 106, 120, 121, 123, 158, 159, 166, 170, 173, 174, 184, 208, 225, 231, 232, 237, 253, 256, 258, 260, 261, 267, 269-271, 273, 280, 282, 284, 292, 293, 308, 309, 312, 313, 316, 318, 320, 322-324, 329, 335, 341, 346, 354, 359, 380-384, 387, 389, 392-394, 396, 398, 420, 422, 427, 429, 431-433, 436, 455, 458, 459, 462, 479, 480, 482, 490, 491.

estructura de, XIII, XIV, 13, 15, 16, 27, 29, 41, 45-47, 75-81, 85-93, 95, 104, 111, 113, 121, 123, 124, 135, 136, 139, 143, 145-148, 154, 156-158, 161, 166, 173, 175, 184-186, 195, 196, 202, 210, 213, 229, 234-238, 252, 301, 305, 307-309, 311, 324, 325, 329, 336, 344, 353-356, 378-380, 382, 386, 399, 431, 434, 437, 446, 454, 478-480, 482, 483, 489.

media, 13, 22, 136-141, 143-147, 195-200, 202-205, 207, 235, 247,

282, 283, 284, 293-295, 306, 318, 368, 369, 410, 478, 480.

no manual de rutina, 36, 37, 44, 53, 74, 80, 81, 84, 91, 93, 96, 103, 120, 121, 123-125, 146, 148, 166, 198, 200, 201, 208, 225, 227, 228, 308-310, 312-314, 316, 318, 324, 335, 379, 381, 383, 388, 389, 392, 458, 479, 480, 482, 490, 491.

posiciones de, 9, 26, 76, 145, 147, 155, 158, 169, 170, 174-176, 183, 188, 200, 205, 217, 228, 229, 231, 235, 267, 294, 300, 317, 325, 330, 417, 420, 433, 496.

sociales, XII, 7-11, 19, 31, 32, 34, 43, 44, 52, 78, 79, 83, 94, 95, 113, 114, 118, 136, 164, 194, 195, 197, 198, 202, 208, 221, 235-237, 252, 253, 268, 277, 282, 285, 294, 312, 313, 315, 316, 319, 321, 325, 326, 328, 331, 335, 336, 342, 346, 352-354, 358, 359, 361, 368, 369, 377, 389, 395, 397, 398, 403, 406, 408-410, 415, 416-420, 427, 435, 436, 438, 440, 446, 448, 450, 455, 458-461, 465-469, 470, 478, 479, 482.

de trabajadores manuales, 38, 39, 82, 86, 122, 123, 147-149, 170, 184, 198-202, 225, 227, 228, 231, 258, 309, 312, 313, 318, 320, 344, 380, 381, 384, 387, 389, 393, 394, 459, 483, 490.

trabajadoras, 37, 41, 63, 82, 85, 86, 88, 92, 93, 94, 136, 139, 140, 141, 144, 147, 198, 200.

cohortes, 106, 159, 160, 162, 179, 181-183, 185, 286, 347-349, 360.

desigualdad

distributiva, 1-5, 22, 76, 106, 113, 297, 298, 488.

de oportunidades, XI, 3-6, 29, 46, 47, 76, 163, 193, 207, 210, 221, 228, 233, 234, 237-239, 298, 305, 307, 331, 361, 403, 412, 486, 497.

de ingresos, 137, 143, 196, 197, 243, 244, 250, 291, 316, 353, 488, 493.

transmisión intergeneracional de la, XI, 2, 6, 29, 292, 322, 497.

distancias jerárquicas, véase modelo RCII, 24, 25, 56, 57, 60-62, 63, 79,

113-115, 118, 122, 124, 169, 187, 215, 217, 218, 222, 342, 344, 345,
358, 359, 463, 489, 490.

educación, 191, 198, 217, 219, 220, 226, 227, 229-231, 233, 238, 239,
242, 254, 292, 304, 320, 372, 375, 376, 382, 397, 403, 409, 412, 416.

efectos de: jerarquía, herencia, sector, afinidad, 20, 24, 26, 29, 40, 42,
45, 52, 56, 114, 116, 118, 171, 225, 232, 233, 258, 261, 267, 269,
270, 272, 274, 290, 291, 337, 454, 461.

EMOVI, 301, 322, 334, 351, 365, 483, 484.

ENAH0, 376-378, 380, 382, 383, 385, 391, 394, 399-401.

ENES, 242, 243, 252, 254, 258, 260, 263, 266, 271, 274, 280, 285.

ENOE, 308.

escolaridad, 7, 35, 42-44, 61, 106, 193, 195, 196, 214, 215, 222, 223,
229-234, 238, 239, 254, 255, 256, 284, 286, 297, 304, 305, 334, 338,
339, 353, 355, 356, 382, 383, 390, 391, 418-420, 465, 466, 478, 493,
496-498.

esquema de clases , XIII, XIV, 10, 19, 22, 23, 31, 32, 37, 39, 40, 42, 71, 84,
135, 147, 198, 206, 406, 418, 441, 477, 493.

ESRU, 301.

Estados Unidos, 11, 16-18, 39, 138, 304, 410.

estratificación social, XV, XVI, 5-7, 14, 21, 35, 42, 76, 78, 96, 106, 112,
121, 198, 238, 243, 251, 283, 292, 297, 299, 301-303, 307, 311, 321,
322, 336, 338, 357, 363, 478, 490.

estrato

alto, 21, 138, 139.

bajo, 138, 139.

medio, 138, 196, 283, 292, 295.

socioeconómica, 409, 478.

estructura social, 8, 10, 13, 14, 52, 54, 56, 90, 99, 121, 228, 285, 290,
293, 298, 323, 345, 358, 359, 369, 370, 373, 380, 386, 392, 395-397,

407, 409, 410, 414, 439, 446, 455, 458, 459, 478, 490, 491.

Europa, XIII, XV, 11, 15-18, 23, 29, 39, 69, 77, 78, 85-88, 93, 107-112, 119, 123, 124, 128, 138, 139, 171, 172, 175, 187-189, 201, 206, 249, 269, 272, 274, 275, 281, 341, 410, 423, 451, 457, 486-488, 490, 491.

Funcionalismo, 4, 5, 17, 18, 210, 249, 488.

fluidez social, XIII, XIV, XV, 16, 18-26, 29-31, 46, 69, 78, 79, 104-108, 110-115, 118-120, 124, 125, 150, 161, 163, 176, 181, 183, 186, 193-196, 210, 211, 221, 225, 228, 234, 237, 238, 331, 332, 337, 342, 346, 359-361, 396, 398, 406, 414, 427, 439, 440, 450, 486-489, 491, 494.

fluidez constante, 105, 107-109, 243, 250, 269, 287, 288, 290, 332, 405, 412, 413, 440, 441.

género, 9, 26-28, 30, 77, 83, 92, 103, 124, 125, 127, 134, 148, 152, 154, 161, 177, 185, 186, 285, 286, 310, 349, 361, 362, 363, 406, 412-414, 416, 418, 459, 461, 491, 492, 494, 495.

G², 49, 50, 109, 117, 166, 167, 172, 178, 180-182, 213-217, 222-224, 264, 266, 333-335, 341, 351, 390-393, 442-445.

herencia, XVI, 20, 41, 42, 52, 53, 56, 62, 64, 66, 113-119, 127, 165, 166, 169-171, 173-175, 177, 178, 208, 211, 215, 217-220, 224-226, 231, 232, 237, 239, 250, 256, 258, 261, 262, 264-267, 269, 270, 272-274, 290-293, 317, 326, 332-335, 337, 340-346, 359, 361, 362, 367, 372, 378, 387-390, 392-395, 398, 412, 414-416, 424, 438-443, 446-455, 458, 459, 461-463, 475, 488.

índice de disimilitud, 41, 42, 49, 50, 90, 109, 115-117, 153, 155, 162, 181, 206, 213, 217, 224, 262, 267, 325, 328, 333-336, 338-341, 350, 351, 384-386, 390, 392, 393, 423-425, 440.

industrialización, XV, XVI, 6, 11, 12, 17, 18, 78, 85, 87, 106, 110, 122, 135, 137, 139, 164, 165, 171, 172, 175, 187-189, 196, 203, 210, 228, 236, 264, 284, 299, 302, 310, 324, 332, 354, 355, 410, 481, 487, 494.

ingresos, 1, 7-9, 10, 22, 24, 35, 42-44, 60, 61, 76, 82, 106, 133, 137, 140,

- 143, 148, 149, 151, 157, 191, 195-198, 202, 204, 214, 215, 222, 223, 238, 242, 243, 245-248, 250, 253-256, 291, 295, 301, 306, 315-321, 329, 330, 334, 338-340, 353, 359, 374, 376, 391, 406, 409, 416, 418, 419, 435, 436, 438, 441, 448, 458, 459, 460, 461, 465-470, 478, 484, 485, 488, 493.
- informal (sector, actividad, trabajo, trabajadores, empleo), 38, 85, 88, 143, 306, 368, 373, 377, 395, 490, 493, 497.
- jerarquía
- social, 238, 295, 345, 359, 360, 451, 454, 455, 491,
 - ocupacional, 336.
- de clase, entre clases, 122, 212, 215, 221, 225, 228, 223, 228, 232, 237, 239, 335, 340, 359, 392 395, 396.
- logro ocupacional, 83, 304, 305, 352, 443, 494.
- macroclases, 13, 35, 37, 45, 95-98, 153, 157, 158, 160, 162, 207, 209, 266, 307, 327, 330, 342, 357, 384-387, 389, 391-396, 407, 409, 415, 464, 484, 488, 489.
- mercado de trabajo, 10, 19, 26, 32, 33, 43, 83, 126, 152, 198, 199, 203, 205, 235, 239, 248, 262, 272, 285, 286, 294, 295, 300, 302, 303, 321, 322, 352, 353, 361, 362, 478, 489, 492-494.
- México, XII, XVI, XVII, 12, 14, 21, 44, 70-72, 80-83, 91, 92, 96-98, 100, 102-104, 106, 111, 112, 116, 117, 119, 120, 121, 126, 127, 130, 132, 137, 138, 244, 297, 298-303, 305, 307, 308, 310, 314-316, 318, 319, 325, 326, 328-331, 333, 337, 341-343, 346, 348, 349, 352-358, 360, 371, 373, 389, 405, 479, 480, 483-485, 487, 490, 491, 493.
- migración, 12, 89, 299, 367, 372, 373, 395, 397.
- modelo
- de cuasi-independencia, 54, 55, 168, 265, 335, 336, 388, 390, 446.
 - de diferencias uniformes, véase UNIDIFF, 68, 127.
 - linear-by-linear, 56, 60, 167-169, 171, 177-179, 214, 222, 223, 278,

334, 338, 390, 448, 449, 452, 454, 492.

log-lineal, 18-20, 31, 45, 47-49, 51, 52, 61, 62, 68, 78, 105, 112, 114, 125, 126, 163-165, 167, 177, 178, 180, 182, 196, 210, 213, 219, 222, 226, 230, 237, 243, 264, 278, 286, 289, 302, 332, 333, 347, 350, 351, 358, 361, 378, 388, 391, 416, 439, 458, 460, 461, 472, 474, 486, 491.

RCII, 56, 61, 79, 114, 115-119, 123, 215, 223-225, 266, 278, 279, 287, 289, 290, 359.

UNIDIFF, 68, 69, 108, 109, 111, 112, 125, 127, 179-182, 347, 349, 350-352, 360, 406, 440-442, 460.

modernización, 4-6, 12, 147, 210, 211, 236, 275, 332.

Montevideo, 12, 44, 71, 72, 75, 403, 404, 408, 412-417, 419-421, 424, 427, 428, 430, 434, 437, 439, 440, 443, 444, 461, 463, 479.

movilidad

de clase, XI, XII, XV, XVI, 26, 33, 50, 53, 69, 70, 77, 83, 99, 105, 124, 127, 133, 134, 166, 169, 183, 193, 195, 197, 199, 201, 203, 205, 207, 210, 211, 213, 214, 222, 224, 231, 271, 297, 302, 315, 331, 351, 353, 355-358, 361, 363, 477, 483, 494, 495.

de clase de las mujeres, 83, 127, 361.

económica, 357, 483, 484, 488, 493, 494.

intergeneracional de clase. XII, XIII, XV, 1, 9, 10, 16, 19, 29, 31, 32, 40, 61, 68, 69, 71, 75, 76, 88, 89, 95, 96, 111, 128, 133, 184, 190, 196, 331, 332, 354, 336-358, 361, 362, 477, 480-485, 487, 491-495.

ascendente, 12, 17, 42, 43, 45, 94, 97-99, 104, 120, 121, 139-141, 153, 157-160, 162, 183, 185, 207, 208, 231, 233, 236, 247, 262, 263, 282, 294, 295, 303, 304, 323, 326, 329, 331, 344, 359, 369, 376, 385, 387, 424, 425, 432, 437, 457.

descendente, 43, 53, 153, 158, 162, 208, 228, 256, 263, 327, 372, 375, 378, 385, 387, 396, 424, 425, 459, 488.

vertical, 45, 78, 94-99, 104, 153, 158, 160, 162, 209, 210, 238, 270, 327, 330, 357, 385-387, 484.

horizontal, 45, 369.

relativa, XIV, 16, 19, 20-22, 25, 31, 45, 46, 78, 105, 113, 119, 120, 136, 150, 161, 163, 176, 177, 181, 186, 210, 264, 331, 345, 357, 375, 377, 378, 386, 388, 392, 395, 396, 405, 486, 490, 491.

absoluta, XIII, XIV, 15, 16, 18, 19, 21, 29, 40, 41, 45, 47, 50, 75, 78, 94, 95, 97, 99, 100, 102, 104, 105, 124, 135, 136, 150-153, 155, 156, 160-163, 176, 181, 183-186, 196, 207, 208, 234, 238, 251, 256, 262, 263, 303, 305, 306, 321, 322, 326, 328, 331, 343, 352, 355, 357-361, 378, 379, 384, 385, 395, 424, 457, 463, 478, 483, 484, 486, 491.

estructural, 13, 155, 156, 160-162, 185, 354, 377, 384, 386, 398, 410, 425, 489.

entre clases, 53-56, 91, 115, 218, 224, 225, 342, 357, 359, 361, 389, 392, 396.

entre hombres y mujeres, 28, 290.

ocupacional, 241, 242, 244, 248, 249, 251, 263, 274, 285, 286, 291-295, 303, 306, 403, 411, 497.

mujeres, véase género, 26-28, 30, 68, 71, 77, 79, 81-85, 89-93, 95-97, 99, 102, 103, 124-127, 131, 134, 135, 145, 146, 148, 149, 151-155, 157, 158, 160-163, 176-183, 185-187, 190, 191, 194-196, 199, 206-208, 212, 221-226, 228, 230, 233, 234, 236, 238, 243, 251-253, 255, 257, 259, 261-265, 281, 285-291, 300-302, 308, 310, 312, 314, 323-326, 328-330, 333, 349-353, 361-363, 365, 378, 404, 406, 412-414, 420-424, 427-434, 436-444, 447, 449, 453-461, 463, 464, 466, 469, 470, 486, 491, 492, 494, 495.

pequeña burguesía, 36, 170, 174, 310, 341, 379, 381, 384, 389.

Perú, XII, XVI, 14, 44, 70-72, 74, 79-83, 85-87, 90-92, 96-98, 101, 103, 104, 111, 112, 116, 117, 119, 120, 122, 130, 367-370, 373, 380, 385,

389, 395, 397, 379, 382, 387, 389-391, 395.
PNAD, 194, 204.
pobreza, 5, 6, 111, 137, 142, 143, 197, 243, 244, 247-249, 284, 295, 315,
318, 320, 321, 329, 330, 354, 359, 272-374, 376, 396, 407, 478
razón de momios, odds ratio, 46-48, 163, 179, 183, 439.
relaciones laborales, 24, 27, 32, 34, 36, 38, 314, 337, 493.
segregación ocupacional por género, 83, 84, 92, 103, 125, 152, 154, 161,
185, 186, 310, 323, 349, 361, 362, 491.
status, 10, 24, 61, 168, 169, 191, 251, 253, 273, 274, 281, 284, 286, 304,
338, 372, 375, 408, 409.
Sustitución de Importaciones, 12, 137, 142, 307, 347, 354.
tablas de movilidad, xv, 47, 51, 52, 68, 77-79, 86, 89, 93-95, 103, 104,
115, 123, 126, 129, 131, 152, 153, 158, 165, 166, 168, 173, 179,
180, 182, 190, 194, 212, 213, 230, 243, 256, 257, 259, 260, 261,
264, 278, 286, 322-325, 327, 328, 333, 342, 347, 350, 352, 356, 358,
361, 362, 364, 404, 408, 426, 439, 484, 495, 496.
tasas de movilidad
intergeneracional, 89, 203, 236, 349, 356, 257, 361, 385, 481-483.
absolutas, 18, 47, 75, 99, 155, 184, 207, 263, 305, 306, 328, 352, 355,
357, 358, 361, 424, 484, 486.
trabajadores asalariados, 34, 36-39, 71, 73, 74, 90, 96, 99, 103, 104, 120,
123, 137, 138, 148, 151, 253, 256, 269, 274, 275, 278, 281, 282,
308, 309, 311-315, 323, 340, 341, 383, 481.





Y SIN EMBARGO SE MUEVE...

Se terminó de imprimir en los talleres gráficos de Solar Servicios Editoriales, S.A. de C.V., calle 2 número 21, San Pedro de los Pinos, ciudad de México, en el mes de abril de 2016.

Para componer el libro se utilizó el programa Adobe InDesign CS4 y la tipografía Quadraat en diversas versiones.

Diseñado por el Centro de Estudios Avanzados de Diseño, A.C.

www.cead.org.mx.

¿QUÉ ES EL CEEY?

El Centro de Estudios Espinosa Yglesias es una asociación civil sin fines de lucro, apartidista, establecida por la Fundación Espinosa Rugarcía, cuya misión es generar investigación e ideas para enriquecer la discusión, el debate informado y el proceso de toma de decisiones sobre aquellos temas de actualidad y trascendentales en la vida económico-social, educativa, jurídica y política del país. Su objetivo es realizar investigación de alto nivel cuyos resultados se difundan, para informar e influir a la opinión pública y a los responsables del poder público con el fin de que tomen las mejores decisiones en favor de los mexicanos.