

Documentos de Trabajo

n° 52

---

# **Exploraciones sobre movilidad de clases en Argentina: 2003-2004**

---

**Jorge Raúl Jorrat**

**Diciembre de 2008**



INSTITUTO DE INVESTIGACIONES GINO GERMANI  
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES  
UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES  
ARGENTINA

**Los DOCUMENTOS DE TRABAJO son elaboraciones de investigadores del Instituto. Previo a su publicación, estos documentos son evaluados por dos especialistas en el tema y luego discutidos en un Seminario, con la presencia de los autores/as y de investigadores del Instituto.**

**Asesora Editorial: Mabel Kolesas**

**Gráfica: Ana Piaggio**

**ISBN 978-950-29-1122-9**

**Fecha: diciembre de 2008**

**Instituto de Investigaciones Gino Germani  
Facultad de Ciencias Sociales. UBA  
Uriburu 950, 6° piso  
(C1114AAB) Buenos Aires. Argentina  
Teléfono: (5411) 4508-3815; Fax: (5411) 4508-3822  
e-mail: iigg@mail.fsoc.uba.ar  
Centro de Documentación e Información  
e-mail: cdi@mail.fsoc.uba.ar  
<http://www.fsoc.uba.ar>**

Los dos relevamientos contaron con el apoyo de subsidios de ANPCyT y UBACyT

Centro de Estudios de opinión Pública (CEDOP-UBA), con sede en Instituto de Investigaciones Gino Germani, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires. Uruburu 950, Piso 6, Of. 24, Capital Federal (1114). Investigador del CONICET. La base de datos puede solicitarse a: [jjorrat@mail.fsoc.uba.ar](mailto:jjorrat@mail.fsoc.uba.ar)

## **Contenido**

1. Introducción	4
2. Aspectos Conceptuales: El esquema de Erikson, Goldthorpe y Portocarero	5
3. Datos básicos y análisis	10
5. Exploraciones ulteriores. Un análisis de la movilidad relativa y del régimen de movilidad: algunos modelos	23
6. Observaciones finales	29
ANEXO	31
BIBLIOGRAFIA	33

## 1. Introducción

La exploración que se propone para Argentina es indagar distintos aspectos de la movilidad intergeneracional de clases en el marco de la inmediata y profunda crisis de fines de 2001. No hay *una* hipótesis a discutir, aunque se hará referencia circunstancial a algunas hipótesis exploradas en este campo. Más bien, busca ser un ejercicio introductorio a estos tipos de análisis.

La propuesta aquí es discutir aspectos fundamentalmente descriptivos de movilidad intergeneracional ocupacional o de clases en Argentina, en base a dos muestras nacionales integradas de 2003 y 2004.

El procedimiento clásico de los estudios de movilidad intergeneracional fue vincular, a partir de relevamientos en un momento puntual, la clase de destino de los individuos y la clase en que se originaron, descansando –por lo general- en muestras de población en la fuerza de trabajo. El dato básico es el cuadro de movilidad, en el que cada individuo es asignado a una celda donde se cruzan su posición de clase actual y la de su familia, indicada normalmente por la ocupación del padre cuando el encuestado tenía alrededor 14 o 16 años. Se entiende que usualmente los análisis de estas tabulaciones cruzadas “donde la movilidad es entendida simplemente como movimientos entre orígenes y destinos”, permiten dar cuenta de la “movilidad absoluta” (Breen 2004; pp. 4-5). Este cuadro igualmente conduce a estudiar -en una etapa posterior de la investigación sobre el tema- otro aspecto predominante, como lo es el de la movilidad relativa –o fluidez social-, que busca dar cuenta de las chances de un individuo de acceder a una determinada categoría o clase en vez de a otra (Breen 2004; pp. 3-4).

Debe notarse que los pocos estudios sobre movilidad ocupacional o de clases intergeneracional en Argentina han descansado hasta el presente en datos sobre el Área Metropolitana de Buenos Aires (AMBA), es decir, Capital Federal y los Partidos del Conurbano Bonaerense (Germani, 1963,

Beccaria, 1969, Jorrat, 1987, 1992, 1997, 1998, 2000).<sup>1</sup> En sólo uno de los estudios (Jorrat 2000 –para el AMBA-) se tomó en cuenta, entre otros esquemas de clase, la propuesta conocida como EGP, de Erikson, Goldthorpe y Portocarero (1979), reelaborada en distintas oportunidades y explorada en detalle en Erikson y Goldthorpe 1992 (en adelante E&G).

La categorización EGP, sujeta a más de una discusión y especificación en la bibliografía, es de uso casi estandarizado en la investigación sobre estratificación, clases y movilidad en la mayoría de los países que han elaborado cuadros de movilidad, lo que introduce una gran ventaja comparativa. Ya tuvimos oportunidad de una presentación y discusión detallada de la misma en el pasado (Jorrat 2000) –comparándola con desarrollos denominados “neomarxistas” en la obra de Wright (1985, 1997)-, por lo que ofreceremos aquí a una presentación breve de esa categorización EGP.

## **2. Aspectos Conceptuales: El esquema de Erikson, Goldthorpe y Portocarero**

El esquema inicialmente propuesto por Erikson, Goldthorpe y Portocarero (1979) partía de una amplia desagregación en 36 categorías originales, agrupadas luego en esquemas de 11, 7 y 5 categorías de clase.

El esquema descansaba en una perspectiva señalada como neoweberiana (calificación no necesariamente aceptada por sus autores), que originalmente se basaba en clasificar las ocupaciones según la situación de mercado y de trabajo. Si compartían la situación de mercado y de trabajo, se decía que tales ocupaciones constituían una clase, ya que sus integrantes compartían chances similares de vida.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Hay una única excepción, de una ponencia sobre una muestra nacional (Jorrat 2004), basado en una categorización difundida por Hout (1983), con pequeñas modificaciones a tal categorización.

<sup>2</sup> “La situación de mercado se refiere a las fuentes y niveles de ingreso de una ocupación, a sus condiciones asociadas de empleo, al grado de seguridad económica y a las chances, para sus integrantes, de avance económico. La situación de trabajo se refiere a la ubicación de una ocupación dentro de sistemas de autoridad y control en el proceso de producción” (Breen 2005, p. 46).

Más adelante, en el trabajo de E&G, se enfatiza que “El propósito del esquema es diferenciar posiciones dentro de *mercados de trabajo y unidades de producción* o, más específicamente..., diferenciar tales posiciones en términos de las *relaciones de empleo* que ellas implican” (p. 37; énfasis en el original; Jorrat, p. 109). Y, como señalábamos en un escrito previo, “ello se diferenciaría de discusiones de Goldthorpe, según Evans (1996), donde el criterio de división de clases descansaba en el trabajo y situaciones de mercado “típicas” vinculadas a las ocupaciones (Jorrat, 2000, p. 109). “Sus referencias al ‘trabajo y situaciones de mercado típicas’ asociadas con las ocupaciones han sido también en general reemplazadas por el término ‘relaciones de empleo’.” (p. 213).<sup>3</sup>

Como señala Breen (2005), ahora las clases “capturan dos distinciones principales entre empleados y empleadores, y entre empleados según la naturaleza de su relación con los empleadores. La distinción importante aquí es entre posiciones que son reguladas por un mercado de trabajo y aquellas que son reguladas por una ‘relación de servicio’ con el empleador. Bajo el contrato de trabajo hay un intercambio muy específico de salarios por esfuerzos y el trabajador es supervisado de forma relativamente cercana, mientras que la relación de servicio es de más largo plazo e implica un intercambio más difuso” (p. 46).

En la cúspide se encuentra la Clase I, Clase de Servicios, integrada por “aquellos que ejercen la autoridad y el conocimiento en nombre de cuerpos corporativos –más algunos elementos de la burguesía clásica (empresarios independientes y profesionales ‘libres’) en la medida en que no han sido todavía asimilados dentro de esta nueva formación (Goldthorpe y colaboradores 1987, p. 41; Jorrat 2000, p. 111). Señalamos en nuestro estudio previo (2000), que Goldthorpe especificaba en un trabajo posterior

---

<sup>3</sup> Goldthorpe y colaboradores (1987) puntualizaban: “Una característica distintiva de estas categorías es que proveen un grado relativamente alto de diferenciación en términos tanto de función ocupacional *como de* status de empleo ... Sobre esta base, entonces, somos capaces de poner juntas, dentro de las clases que distinguimos, ocupaciones cuyos portadores compartirán típicamente situaciones de *mercado* y de *trabajo* gruesamente similares que ... tomamos como los dos componentes principales de la posición de clase” (p. 40; énfasis en el original).

(1995a, p. 240) su razonamiento respecto a esta clase (Jorrat 2000, p. 112).<sup>4</sup>

Para nuestro análisis, al igual que para sus propulsores en los esquemas más agregados, la Clase II, integrada por bajos profesionales y altos técnicos, además de gerentes de pequeños establecimientos y supervisores de empleados no manuales integran la Clase Servicios. Este sector sigue a la Clase I “en posibilidades de niveles de ingreso y son posiciones que implican status de staff. Se ubican en los planos intermedios y bajos de la jerarquía burocrática lo que les permite una cierta autoridad y discreción aunque están sujetos a control sistemático desde arriba” (Jorrat 2000, pág. 112). Para Goldthorpe y colaboradores (1987), notábamos que la consideraban como complemento de la anterior, “en cuanto representan los niveles subalternos o *cadetes* de la clase de servicios” (p. 41); énfasis original).<sup>5</sup>

En nuestro trabajo sobre el AMBA (Jorrat 2000) ofrecimos una descripción detallada de la propuesta EGP. Como una síntesis, nos parece práctica la descripción de Breen (2005, p. 47), presentando luego una reproducción del esquema básico según E&G (Cuadro 1, pp. 38-39; en Jorrat 2000, p. 114; el texto completo de cada categoría figura en el Apéndice).

---

<sup>4</sup> “El argumento a favor de que profesionales, administradores y directivos ostentan posiciones de clase básicamente similares debe, por tanto, exponerse del modo siguiente. Estos empleados, al estar característicamente ocupados en el ejercicio de autoridad delegada o en la aplicación de conocimiento especializado y experto, operan en sus tareas y en sus roles con un grado distintivo de autonomía y discrecionalidad; y, como consecuencia directa del elemento de confianza que está envuelto necesariamente en su relación con la organización que los emplea, tienen acordadas condiciones de empleo también distintivas, tanto en el nivel como en el tipo de recompensas en juego. En otras palabras, los profesionales, administradores y directivos se diferencian típicamente de estas distintas maneras de los empleados de otros rangos -y, más obviamente aún, de los obreros asalariados- por la índole de su trabajo y por su situación de mercado”.

<sup>5</sup> Breen (2005) señala –entre otros- la sorprendente ausencia en el esquema “de una clase de grandes empleadores –la alta burguesía-. Hoy en día los grandes empleadores tienden a ser organizaciones más que individuos, pero esos individuos grandes empleadores existentes tienden a ser ubicados en la clase I. Erikson y Golthorpe (..) justifican esta práctica sobre la base de que tales individuos son usualmente propietarios de empresas que difieren de aquellas de la pequeño burguesía en términos más legales que sustantivos” (p. 48). Ver otras discusiones en Golthorpe (1995b, 2000 –Capítulo 10-).

“Hay una clase autónomos y pequeños empleadores (pequeño burguesía), llamada clase IV (la clasificación usa números romanos). Esta se subdivide primero sobre una base sectorial, de manera que la IVc comprende a los agricultores y ‘otros trabajadores cuenta propia en la producción primaria’, y segundo entre empleadores no agrícolas y cuenta propia; la IVa comprende a los pequeños propietarios con empleados, la IVb aquellos sin empleados. Las clases remanentes están integradas por posiciones asalariadas, distinguidas sobre la base de sus posiciones de empleo. Las clases I y II están conformadas por aquellas ocupaciones que más claramente tienen una relación de servicio: la distinción entre ellas es una cuestión de grados. Así la clase I comprende a los profesionales de nivel alto y la II a los profesionales de nivel bajo, a los altos técnicos y a los trabajadores administrativos y gerenciales. En el otro extremo, los miembros de la clase VI (trabajadores manuales calificados) y VII (trabajadores manuales no calificados), más claramente tienen un contrato de trabajo con el empleador. La clase VII está también dividida sectorialmente: la VIIb es trabajadores agrícolas no calificados, la VIIa trabajadores no calificados fuera de la agricultura. Las clases remanentes, III (ocupaciones rutinarias no manuales) y V (técnicos de nivel bajo y ocupaciones de supervisión manual), ‘comprenden posiciones con relaciones de empleo asociadas que característicamente aparecerán tomando una forma muy mezclada’ (E&G, p. 43)”.

<b>Modo de 7 clases</b>	<b>Versión resumida. Modo de 5 clases</b>
<b>I + II</b> Clase de servicios: profesionales, administradores y gerentes; técnicos de nivel superior; supervisores de trabajadores no manuales.	<b>I – III</b> Trabajadores no manuales.
<b>III</b> Trabajadores no manuales rutinarios; empleados no manuales rutinarios en administración y comercio; trabajadores de servicios.	
<b>IVa</b> Pequeña burguesía: pequeños propietarios, artesanos, etc., con empleados. <b>IVb</b> Idem, sin empleados.	<b>IVa + b</b> Pequeña burguesía.
<b>IVc</b> Agricultores (“Farmers”) y arrendatarios; otros trabajadores cuenta propia en la producción primaria.	<b>IVc + VIIb</b> Trabajadores agrícolas.
<b>V</b> Trabajadores calificados: técnicos de nivel inferior. <b>VI</b>	<b>V + VI</b> Trabajadores calificados.

Supervisores de trabajadores manuales; trabajadores manuales calificados.	
<b>VIIa</b> Trabajadores no calificados: trabajadores manuales semi y no calificados (no en la producción agrícola). <b>VIIb</b> Idem, sector agrícola	<b>VIIa</b> Trabajadores no calificados.

Finalmente, es importante mencionar algunas especificaciones para el caso argentino. El corte para distinguir grandes establecimientos Goldthorpe lo fijaba en 25 empleados y más para Gran Bretaña. Esto no se aplica a la situación local, donde el corte fue establecido en 6 personas y más. En realidad, no son muchos los casos que caen en la muestra de empleadores de 6 personas o más (Goldthorpe mismo señala estas situaciones). O sea, la clase de servicios local está integrada por comerciantes o empresarios con 6 personas o más a su cargo.

En lo que hace a las dos últimas categorías, no siempre es fácil la distinción de los “trabajadores manuales semi-calificados” respecto de los “calificados” en las descripciones obtenidas en las encuestas. Por otra parte, al considerar ambos sexos, la introducción de las ocupaciones de las mujeres hubiese incrementado fuertemente la categoría de “no calificados”, dado el gran peso del trabajo doméstico y afines. Razón por la cual, en esta presentación para ambos sexos, se suman los trabajadores semicalificados a los calificados, mientras que en la propuesta EGP –normalmente usada para varones y luego para cuadros separados de varones y mujeres- los semicalificados se suman en buena parte a los no calificados. Otra especificación es la siguiente: como puede observarse en el esquema desagregado de clases, se distingue la Clase III en IIIa y IIIb, siendo esta última referida a empleados rutinarios de ventas y servicios. Mencionan E&G que cuando esa distinción se realiza, con particular referencia al trabajo de las mujeres, el grupo IIIb claramente reflejaría características similares a los manuales no calificados (VIIa), caso en que proponen sumar VIIa + IIIb, en la categoría de “manuales no calificados”, para

categorizaciones de, por ejemplo, 5 por 5.<sup>6</sup> El mismo procedimiento se sigue aquí.

### **3. Datos básicos y análisis**

Los datos provienen de la integración de dos muestras nacionales relevadas por el CEDOP-UBA en 2003 y 2004, a partir de muestras estratificadas en múltiples etapas, con selección aleatoria en todas las etapas del muestreo. En total se consideran 1677 casos de ambos sexos, 24 a 69 años, con información conjunta sobre la ocupación del encuestado y la de su padre (o persona que se desempeñaba como tal), cuando el encuestado tenía alrededor de 16 años. En el caso de desocupados se

---

<sup>6</sup> Es cierto que una alta proporción de los estudios de movilidad se basó en muestras de varones –donde el punto de comparación era la ocupación del padre- y que luego, cuando se consideraron las mujeres, se trabajó con muestras suficientemente grandes como para presentar cuadros de movilidad para cada sexo. En el primer capítulo, introductorio, de su compilación sobre movilidad social en Europa, Breen (2004) dedica un acápite a discutir brevemente los problemas que surgen para estudiar la movilidad social de las mujeres. La principal dificultad, señala, es la de identificar la clase social de las mujeres. Hace referencias a que estudios propulsados por Golthorpe indicaban que era la familia y no el individuo la unidad apropiada del análisis de clase, “porque las chances de vida de los individuos están determinadas por su pertenencia a familia u hogares y no simplemente por su propia relación al mercado de trabajo (...)” (p. 8). Y esto sería más evidente, agrega Breen, para el caso de niños y de mujeres casadas que no integran la fuerza de trabajo. Y la forma de establecer la posición de clase del hogar era según el trabajo de la persona con una posición “dominante” (normalmente la persona con horario completo de trabajo o “la que tiene la posición de clase más ventajosa”) en el mercado de trabajo (p. 8). El tema es que aunque se presentaran resultados por separado, todavía el punto de referencia de la movilidad intergeneracional era la ocupación del padre, no la de la madre. Y en cuanto a la ocupación de destino –la actual o la última que tuvieron-, en el caso de muchas mujeres casadas implicaría asignarles una clase por referencia a un trabajo que tuvieron hace muchos años (p. 9). Como Breen (2004) lo considera poco razonable e insatisfactorio, menciona que muchos de los trabajos de su compilación consideraron a las mujeres con ocupación actual. Y que las diferencias planteadas en varios trabajos los lleva a no hacer comparaciones de modelos formales por sexo (p. 9). También hace referencia Breen (pp. 13-14) al “principio de predominio” de Goldthorpe, en el sentido de que si uno de los esposos trabaja tiempo completo y el otro medio tiempo, se toma el primero para la posición de clase del hogar. Si lo anterior no permite distinguir, se toma el ordenamiento en números romanos del esquema EGP, lo que resulta problemático; al final E&G recurren al orden jerárquico según escalas de status socioeconómico de las ocupaciones, como damos cuenta más adelante para el estudio de la movilidad vertical.

incluye su último trabajo, mientras que para los jubilados la ocupación en que se jubiló.<sup>7</sup>

Dados los límites de los tamaños muestrales a mano, consideramos un cuadro clásico de movilidad de 5 por 5, que se construye a partir del Modo de 5 clases de Erikson, Golthorpe y Portocarero (EGP), ya descripto. La operacionalización de las categorías usa un algoritmo de Miguel Caínzos para España, adaptado por María de Gregorio para Argentina, a partir de la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones de 1988 (CIUO 88, OIT). La elaboración se controló con un algoritmo elaborado por Ganzeboom (está en Internet). En términos de señalar una especie de “jerarquía” u orden entre las categorías, se muestra en el anexo que tanto la media de años de educación completados por los encuestados, como la de sus ingresos familiares o per cápita, bajan al pasar de las categorías superiores a las inferiores en el esquema EGP.

Comenzando con la exploración de aspectos descriptivos de movilidad, en el Cuadro 1 se presentan los valores absolutos, en el Cuadro 2 se presentan los porcentajes de “salidas” u horizontales, mientras que en el Cuadro 3 se ofrecen los porcentajes de “entradas” o verticales. *Estos cuadros reflejan los movimientos básicos entre orígenes y destinos.*

*Cuadro 1.* Cuadro de movilidad intergeneracional: valores absolutos. Ambos sexos, 24 a 69 años. 2003-2004

<b>Clase del Padre (Orígenes)</b>	<b>Categoría de Ocupación o Clase del Encuestado (Destinos)</b>					<b>Total</b>
	Clase de Servicios	No Manuales	Cuenta Propia	Manuales Calificados	Manuales No Calificados	
Clase de Servicios	72	56	38	18	8	<b>192</b>
No Manuales rutinarios	32	62	37	22	11	<b>164</b>

<sup>7</sup> El tomar en cuenta personas de 24 a 69 años mejora la posibilidad de contar con gente que esté actualmente en la fuerza de trabajo, aunque se incluyen personas con ocupación pasada (jubilados, por ejemplo). Es cierto que en este grupo con información conjunta sobre ocupación actual o pasada del encuestado e información sobre la ocupación del padre cuando el encuestado tenía alrededor de 16 años, los varones *con ingresos propios* son un 55% de los varones de este grupo y las mujeres un 44% de las mujeres de este grupo. Si bien hay diferencias a favor de los varones, no alcanzan una magnitud como para cuestionar los resultados por la inclusión de las mujeres. Por otro lado, en un ejercicio –resultados no presentados aquí– donde se incluyen sólo a las mujeres con ingresos propios, las tendencias de los resultados se mantienen.

Cuenta Propia	62	95	185	72	83	497
Manuales						
Calificados	38	112	71	99	84	404
Manuales No						
Calificados	27	56	85	65	187	420
Total	231	381	416	276	373	1677

Nota: 1) Se incluyen ocupados, desocupados según su última ocupación y jubilados según ocupación en que se jubilaron. 2) Los Manuales Calificados incluyen semi-calificados.

Cuadro 2. Movilidad intergeneracional: porcentajes de salidas. Ambos sexos, 24 a 69 años. 2003-2004.

**Categoría de Ocupación o Clase del Encuestado (Destinos)**

Clase del Padre (Orígenes)	Clase de Servicios	No Manuales	Cuenta Propia	Manuales Calificados	Manuales No Calificados	Suma %
Clase de Servicios	37,5	29,2	19,8	9,4	4,2	100,0
No Manuales rutinarios	19,5	37,8	22,6	13,4	6,7	100,0
Cuenta Propia	12,5	19,1	37,2	14,5	16,7	100,0
Manuales Calificados	9,4	27,7	17,6	24,5	20,8	100,0
Manuales No Calificados	6,4	13,3	20,2	15,5	44,5	100,0
Total	13,8	22,7	24,8	16,5	22,2	100,0

Cuadro 3. Movilidad intergeneracional: porcentajes de entradas. Ambos sexos, 24 a 69 años. 2003-2004.

**Categoría de Ocupación o Clase del Encuestado (Destinos)**

Clase del Padre (Orígenes)	Clase de Servicios	No Manuales	Cuenta Propia	Manuales Calificados	Manuales No Calificados	Total
Clase de Servicios	31,2	14,7	9,1	6,5	2,1	11,4
No Manuales	13,9	16,3	8,9	8,0	2,9	9,8
Cuenta Propia	26,8	24,9	44,5	26,1	22,3	29,6
Manuales Calificados	16,5	29,4	17,1	35,9	22,5	24,1
Manuales No Calificados	11,7	14,7	20,4	23,6	50,1	25,0
Suma %	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Si bien la ocupación de los padres no hace referencia a una muestra de padres puntual en el tiempo, ni a una "generación" específica (Blau y

Duncan, 1967),<sup>8</sup> puede observarse a partir de las marginales (filas y columnas de totales) de los cuadros básicos de movilidad:

a) que los sectores medio-altos, la clase de servicios y las clases intermedias asalariadas no manuales han aumentado al pasar de la distribución ocupacional o de clase de los padres de los encuestados – hijos- que cayeron en la muestra (“orígenes”), respecto de la distribución de los hijos (“destinos”); y

b) que las clases intermedias autónomas (cuenta propia, empleadores con una persona a cargo -pequeña burguesía-), al igual que la clase obrera (trabajadores manuales) calificada y no calificada han disminuido al pasar de la distribución de los padres a la de sus hijos en la muestra.

O sea, desde un punto de vista global, al comparar orígenes y destinos aumentaron los niveles medio altos y los medios asalariados, disminuyendo los niveles medios autónomos y los trabajadores manuales. Esto dentro de pautas esperables según evolución de la estructura ocupacional en el tiempo.

Pasando al Cuadro 1, la diagonal principal, donde coinciden las clases de origen (padre) y destino (hijos / encuestados), exhibe los valores que reflejan inmovilidad. Tales valores, como porcentaje del total muestral, indican que más de un tercio de los encuestados, un 36,1%, se mantuvo (o terminó) en la clase de origen. Consecuentemente, un 63,9% exhibió

---

<sup>8</sup> Aun más, como aclara Hout (2003), según Blau y Duncan “los orígenes sociales de un corte transversal [*cross-section*] de trabajadores contemporáneos no se refería a ningún punto específico en el pasado”. Gracias a estos autores, se destaca que en “cualquier análisis de movilidad los trabajadores más jóvenes pueden no haber salido todavía de sus hogares paternos (o sea están todavía ligados a sus orígenes), mientras que los trabajadores al filo de la jubilación dejaron su hogar hace unos 40 años. Aun las cohortes de trabajadores de gruesamente la misma edad refieren ambiguamente al pasado, porque algunos provienen de familias extendidas y otros de familias pequeñas; la probabilidad de que un trabajador del pasado esté representado en una fuerza de trabajo más reciente es proporcional a su fertilidad (y los trabajadores del pasado sin hijos no están nunca representados en una distribución de origen). Así el único enfoque lógicamente consistente en un cuadro de movilidad es uno que trata la ‘ocupación del padre’ ... como una característica no del pasado sino del presente –como una característica de la propia historia de la persona que afecta su presente éxito” (p. 6).

movilidad de algún tipo. (Es posible que parte del 36,1% de inmóviles mencionados haya tenido alguna movilidad, terminando finalmente en la misma categoría que la de sus orígenes –padres-).

Los valores fuera de la diagonal principal que se encuentran en la parte inferior izquierda del Cuadro 1 son indicadores de movilidad ascendente, mientras que los que se encuentran en la parte superior derecha indican movilidad descendente (dado nuestro ordenamiento de las categorías). Como porcentaje del total muestral, los primeros constituyen un 38,3%, los segundos un 25,6%. Habría un predominio de *movilidad ascendente*.

Si distinguimos movilidad de corta distancia (los que se movieron una celda) y larga distancia (los que se movieron dos o más celdas), se observa que:

- a) la movilidad ascendente de corta distancia llega a un 15,7%;
- b) la movilidad ascendente de larga distancia alcanza a un 22,7%;
- c) la descendente de corta distancia es de un 14,8% y
- d) la descendente de larga distancia es de un 10,7%.

Mientras la movilidad ascendente de larga distancia supera a la de corta distancia, lo contrario ocurre para la descendente.

Hout (1983) señala que “los porcentajes de entradas y salidas son informativos a un nivel de análisis muy bajo”. Agrega que si bien brindan información con respecto al proceso de estratificación, hay otros elementos referidos a la oferta y demanda de fuerza de trabajo que ejercen su influencia en las relaciones entre entradas y salidas (p. 12). Un ejemplo importante sería la alta fertilidad del sector agrícola a la par de la caída relativa de los agricultores dentro de la fuerza de trabajo.

Otra alternativa elemental para esta parte descriptiva, mencionada por Hout, es el índice de disimilitud, que “mide la proporción de casos que tendrían que reclasificarse para hacer que dos conjuntos de porcentajes de salidas sean idénticos”. El Cuadro 4 siguiente muestra –siguiendo a Hout (p. 13)- tales índices para cada par de orígenes y destinos. Nótese, por ejemplo, que el valor de la celda en la 2ª fila y la 1ª columna (18,0) surge de restar en el Cuadro 3 los valores 37,5 – 19,5, ya que todas las otras diferencias en esas dos filas tienen signo negativo. El valor de 18,4 en la

celda de la 1ª fila y 2ª columna (Cuadro 2) surge de calcular, para la 1ª y 2ª columna,  $(31,2 - 14,7) + (26,8 - 24,9)$ ; el resto de las diferencias para estas dos columnas son negativas.<sup>9</sup>

*Cuadro 4. Índice de disimilitud entre pares de orígenes (debajo de la diagonal) y de destinos (arriba de la diagonal) para movilidad de la clase de origen (padres) a la de destino (hijos).*

<b>Clase de Origen (Ocupación Padres)</b>	<b>Clase de Destino (Ocupación de los hijos)</b>				
	Clase de Servicios	No Manual rutinario	Cuenta Propia, Artesanos	Manuales Calificados	Manuales No Calificados
Clase de Servicios	---	18,4	27,0	31,3	44,5
No Manual rutinario	18,0	---	25,3	16,5	35,4
Cuenta Propia, Artes.	35,1	25,7	---	21,9	35,2
Manual Calificado	31,8	25,2	22,7	---	26,6
Manual No Calificado	46,9	39,9	27,8	26,4	---

Dentro de pautas esperables, puede verse que las categorías que necesitarían reclasificar mayor proporción de casos para hacer dos conjuntos de proporciones idénticas son los manuales no calificados y la clase de servicios, en el extremo superior derecho e inferior izquierdo. Las proporciones más bajas son los que corresponden al par Clase de servicios-No Manual rutinario, en el sector más alto del esquema de clases.

Una distinción adicional de la movilidad es distinguir la movilidad vertical de la no vertical. Si bien en el anexo presentamos un ordenamiento de las categorías según años de escolaridad e ingresos individuales y per cápita, la diferenciación se hace agrupando las categorías ocupacionales o

<sup>9</sup> Por ejemplo, el índice de disimilitud entre los porcentajes de salidas (para los índices debajo de la diagonal) para Manuales Calificados y Manuales No Calificados es:  $(9,4 - 6,4) + (27,7 - 13,3) + (24,5 - 15,5) = 26,4$ . Es decir, es la suma de las diferencias positivas a lo largo de las dos filas correspondientes. La fórmula puede ser puesta como  $ID = \frac{1}{2} \sum_i (|y_i - x_i|)$ , que suma las diferencias en valores absolutos.

de clase según puntajes de prestigio o de status socioeconómico. Nosotros usamos una escala de prestigio local, que tiene muy altas correlaciones con la escala internacional estándar (Acosta y Jorrat 2004). Esta alternativa fue usada por E&G para distinguir tres grandes grupos en su amplio estudio comparativo internacional. Estos autores consideran la Clase I+II en el primer grupo, la III hasta la VI en el segundo y la VII en el tercero (p. 45). Los movimientos de entradas y salidas entre estos tres agrupamientos son considerados movilidad vertical. En términos de un contexto comparativo, de los países europeos considerados en la compilación de Breen Italia nos parecía, en muchos sentidos, más cercana, razón por la cual re-elaboramos los datos italianos de Pisati y Schizzerotto, autores de la parte italiana en la compilación de Breen (2004; pp. 149-174), sumando datos de varones y mujeres.<sup>10</sup> Siguiendo la forma de presentación italiana, los resultados muestran:

*Cuadro5.* Especificación de las tasas de movilidad total (TMT) en total vertical (TV) y total no vertical (TNV), al igual que la especificación de la movilidad vertical total en total ascendente (TA) y total descendente (TD). Argentina 2003-2004 e Italia 1997, ambos sexos, 24 a 65 años.

<b><i>Distintas tasas de movilidad:</i></b>	<b>Argentina 2003-2004</b>	<b>Italia 1997</b>
Tasa de Movilidad Total (TMT)	63,4	67,8
Total Movilidad Vertical (TV)	48,0	52,2
Total Movilidad No Vertical (TNV)	15,4	15,6
TV / TNV	3,1	3,3
Movilidad Total Ascendente (TA)	28,5	36,8
Movilidad Total Descendente (TD)	19,5	15,4
TA / TD	1,5	2,4
N	1186	4343

Nota: Para comparar con Italia sumamos sus cuadros de varones y mujeres. Agrupamos los cuadros italianos de 7 x 7 en 5 x 5 (para luego reducirlos a agrupamientos de 3 x 3, para el cálculo de la movilidad vertical). En nuestro caso se incluyen sólo las mujeres con ingreso actual. O sea, hemos aproximado nuestras elaboraciones a las de Italia, que toma las mujeres con ocupación actual.

<sup>10</sup> No hemos tomado en cuenta, dentro de los límites de este artículo, comparaciones con valiosos estudios latinoamericanos basado en muestras acotadas, ya que hemos privilegiado las investigaciones basadas en muestras nacionales. Algunos ejemplos de esos estudios, serían Solís (2007), Cortés y Latapí (2007), Boado (2005). En cambio, se consideraron estudios para Chile de Torche, que descansan en muestras nacionales.

Se observa que la movilidad total es algo más alta en Italia, al igual que la movilidad vertical, sin diferencias para la no vertical. El resultado es que la relación vertical/no vertical es igual en ambos países. De todas formas, la movilidad vertical total ascendente es más alta en Italia y la descendente es más baja allí. Consecuentemente, el cociente entre estas dos últimas es más alto en Italia. Dentro de los límites de la comparación de los presentes datos, la situación de Argentina, en términos de pautas de movilidad, sería relativamente peor que la italiana, pero sin diferencias notorias. Además, los datos de Argentina pueden estar afectados, en esta comparación, por incluir tanto personas con ocupación actual como con ocupación pasada (además de un limitado tamaño muestral). En realidad, en una comparación más amplia Argentina parecería no exhibir pautas diferenciales apreciables. Las medias de movilidad para diez países europeos a partir de encuestas de los años 90 fueron de 67,7% la movilidad total para varones, 49,7% la vertical, 33,4% la ascendente y 16,2% la descendente. Para las mujeres, los valores respectivos fueron 75,7%, 51,8%, 35,3% y 16,5% (Breen 2004, Cuadros 3.6 y 3.17; pp. 48 y 66). Con las reservas que hicimos porque en el caso argentino se incluían personas con ocupación actual y pasada, a lo que se agregan reservas por el limitado número de casos para distinciones por sexos, a la par que los resultados de la compilación de Breen son para cuadros de 7x7 y los nuestros de 5x5, se observa que a nivel local, para varones de 24 a 69 años, la movilidad total alcanzó a 58,6%, la vertical a 44,6%, la ascendente a 24,7% y la descendente a 19,9%. Los valores locales para las mujeres de 24 a 69 años fueron, respectivamente, 69,4%, 50,0%, 33,0% y 17,0%. Los resultados para las mujeres son más próximos a los promedios para diversas encuestas de diversos países europeos presentados por Breen para la década del 90, que lo que lo son los de los varones, aunque estos últimos no están particularmente distantes. Por supuesto, estas comparaciones quedan sujetas a indagaciones posteriores con muestras más amplias, lo que estamos realizando.

Una alternativa adicional en la bibliografía se refiere a las distinciones "clásicas" entre movilidad total, estructural y circulatoria. La movilidad *total* observada de un 63,9% (suma de casos fuera de la diagonal principal)

puede dividirse en la denominada movilidad *estructural* -movilidad mínima permitida por las marginales- (15,3%) y en la denominada movilidad *circulatoria* (48,7%). O sea, se observa un predominio de la movilidad "pura". La movilidad estructural (o "forzada") puede obtenerse como la diferencia entre el total muestral y la suma de las menores de las frecuencias marginales vinculadas a cada celda de la diagonal principal:  $1677 - (192 + 164 + 416 + 276 + 373) = 256$ . En la celda de intersección de CS, el máximo valor permitido es 192, en la de NM es 164, etc. Esto nos daría la "máxima inmovilidad" permitida por las frecuencias marginales del cuadro. Consecuentemente, la diferencia de este valor con el total muestral indica la mínima movilidad que podría existir en el cuadro, independientemente del régimen de movilidad existente en la sociedad. Sería un nivel de *movilidad inevitable*, impuesto por la propia demografía: la máxima inmovilidad (atribuida) de 1421 casos aun permitiría que los 256 casos remanentes hubiesen tenido destinos diferentes a los de sus orígenes. Otra forma es verlo según el índice de disimilitud, sumando las diferencias en un mismo sentido de los totales marginales filas y columnas (por ejemplo:  $(231-192) + (381-164) = 256$ ). Lo que "ganan" las dos categorías superiores del cuadro (Clase de Servicios y No Manuales Rutinarios) al pasar de la distribución de orígenes a la de destinos, tuvo necesariamente que haber sido "perdido" por las tres categorías remanentes. Esta movilidad refleja los cambios económicos, demográficos, etc., a través de generaciones, con las reservas ya señaladas en lo que hace a la clase origen o "generación de los padres". Como ejemplifica Torche (2005b) para Chile, estas transformaciones "pueden provocar que el porcentaje de personas en estratos agrícolas de una sociedad disminuya desde un 40% -en la generación de origen- a un 10% en la generación de destino. ... Estas transformaciones estructurales 'fuerzan' procesos de movilidad: algunas personas con origen en la agricultura deben moverse a posiciones urbanas debido a la reducción de su sector, en tanto que los estratos profesionales tendrán que reclutar algunos individuos de origen no profesional" (pp. 11-12). La movilidad circulatoria sería la movilidad neta respecto de los cambios estructurales, "es la asociación neta de cambios estructurales entre orígenes y destinos, lo que representa el nivel de igualdad de oportunidades en una sociedad" (Torche 2005b, p. 13). Hay que notar que

las distinciones de movilidad precedente han sido objeto de fuertes críticas (Goldthorpe y colaboradores 1987; Sobel, Hout y Duncan 1985).<sup>11</sup>

Los aspectos descriptivos de movilidad vistos hasta ahora hacen referencia a lo que Goldthorpe y colaboradores (1987) llaman movilidad absoluta de *facto* o de hecho, cuyos resultados estarían afectados por los valores marginales de los cuadros, es decir, por el contexto estructural. Se consideró, consecuentemente, la idea de movilidad relativa. Como señala Breen (2004), tales “medidas de movilidad relativa o fluidez social, debido a que se centran en las chances relativas de personas de diferentes orígenes de clase, son distintas de las medidas de movilidad global o absoluta” (p. 21). Y ello sería así porque aunque dos sociedades exhiban diferente movilidad global de una clase a otra, “no implica nada sobre cuál de ellas mostrará mayor fluidez social (medida como las chances de personas de orígenes en la clase servicios y obrera encontradas en la clase de servicios más que en la clase obrera). La medida básica de fluidez social es la razón de chances [*odds ratio*].

Indica Hout (1983) que una operación no tan elemental es este cálculo de las razones de chances para filas y columnas adyacentes (Hout 1983). En un cuadro de 2 x 2, donde la fila se denota en primer lugar y la columna en segundo lugar, la asociación allí puede medirse por el cociente de los productos cruzados: celda 1,1 × celda 2,2 / celda 1,2 × celda 2,1. Un valor superior a 1 indica asociación positiva, menor que 1 negativa. Debe tenerse en cuenta, destaca Hout, que el orden de filas y columnas es una decisión crucial que afecta el valor de las razones de chances.<sup>12</sup> Estas razones –que no estarían afectadas por los valores marginales al ser resultado de interacciones entre celdas interiores- jugarán un rol importante en el desarrollo de distintos modelos de ajuste de los cuadros de movilidad.

---

<sup>11</sup> Sobel, Hout y Duncan (1985) advierten: “Rechazamos la definición común (...) de la movilidad de intercambio como toda la movilidad que tiene lugar por encima de la movilidad estructural, porque tal definición residual carece de sustancia” (p. 360)

<sup>12</sup> Notan Powers y Xie (2000): “Como todas las medidas relativas, la interpretación de las razones de chances depende de la elección de categorías de referencia.” Agregan que según la definición de la fórmula de razón de chances como  $F_{11}F_{22} / F_{12}F_{21}$ , “una razón de chances mayor que 1 significa que las segundas categorías de las variables filas y columnas, o, a la inversa, las primeras categorías de las variables filas y columnas, están asociadas positivamente. Una razón de chances de 1 indica una relación nula entre las dos variables, correspondiendo a la independencia estadística” (p. 96).

Puntualiza Breen (2004, p. 21) con un ejemplo: “Estamos interesados en cómo las chances de ser encontrado en una clase, digamos A, en vez de otra, B, difiere entre personas de orígenes de clase C y D. La razón de las frecuencias en A y B entre las personas que se originaron en C es la chance de encontrarse en A en vez de B para personas de la clase C. La misma razón que involucra a A y B puede ser computada para personas originadas en la clase D. La razón de chances es entonces la razón de estas chances”.<sup>13</sup>

*Cuadro 6. Razones de chances para el conjunto básico de sub-cuadros de 2 x 2 en Cuadro 1.*

Orígenes comparados	Destinos comparados:			
	CS:NM	NM:CP	CP:MC	MC:MNC
CS : NM	<b>2,491</b>	0.879	1,255	1,125
NM : CP	0,791	<b>3,263</b>	0,655	2,306
CP : MC	1,924	0,326	<b>3,583</b>	0,736
MC : MNC	0,704	2,394	0,548	<b>3,391</b>

No es de extrañar encontrar los valores más altos de las razones de chances en la diagonal principal, además de las razones para categorías cercanas entre sí (salvo el sector manual). Y, como bien señala Hout (p. 16), esta circunstancia será de importancia para la propuesta de modelos más elaborados. Si se tratase de cuadros de 2 x 2, la lectura de estos cuadros sería más simple, pero normalmente los cuadros de movilidad trabajan con categorías de al menos 5 clases. Señala Breen (2004) que “a veces se dice que las razones de chances capturan la asociación entre orígenes y destinos”, pero el estudio de la movilidad relativa a partir de un amplio número de razones de chances hace su lectura pesada (p. 21).

Casi entrando a comentarios de modelos implicados en la idea de movilidad relativa, puede mencionarse otra alternativa, complementaria de la parte descriptiva, aunque avanzando un poco en los aspectos más analíticos, que se refiere a un índice “tradicional” de (in)movilidad, que

<sup>13</sup> “Es decir –agrega Breen (p. 21)-, Razón de Chances = (Número en la clase A que se originó en C dividido por el número en clase B que se originó en C) / ((Número en la clase A que se originó en D dividido por el número en clase B que se originó en D))”.

suele denominarse “razón de (in)movilidad”. Se plantea un modelo de movilidad perfecta, o de independencia, a partir del cual las ocupaciones de destino a que acceden los hijos son independientes de las ocupaciones de origen (la de sus padres).<sup>14</sup> Para obtener las frecuencias “esperadas” bajo el supuesto de independencia, puede pensarse, de forma intuitiva, que en un cuadro donde se cruzan dos variables, los cortes de la variable dependiente reproducen los porcentajes de los totales marginales, digamos los totales columna. Por ejemplo, en el Cuadro 3 hay un 11,4% de padres cuyos hijos cayeron en la muestra clasificados en la Clase de Servicios. Si este porcentaje se repitiese en toda la primera fila del cuadro, se podría inferir que provenir del sector más alto de la estructura de clases no influye en la clase de destino: en todos los casos un 11,4% caería en las distintas categorías. Para la primera columna, un 11,4% (con más decimales) sobre el total de 231 hijos en ese grupo arrojaría el valor de 26,4. Esto es lo que se esperaría en la celda superior izquierda si los destinos fuesen independientes de los orígenes.<sup>15</sup>

Consecuentemente, el índice de (in)movilidad se define como el cociente de las frecuencias observadas en las frecuencias que uno esperaría si la distribución ocupacional o de clase de los padres -que corresponde a

---

<sup>14</sup> Nota Hout (2003) que la movilidad suele entenderse como “igualdad de oportunidades”, en el sentido de que si bien el punto de llegada es distinto, independientemente del punto de partida cualquiera puede lograr un buen resultado. La movilidad perfecta existiría cuando hay correlación cero entre el status ocupacional de origen y el de destino. Sin embargo, Hout piensa que una idea mejor de la movilidad perfecta sería la de alcanzar la igualdad perfecta por turnos “un mundo imaginario en el que las desigualdades en cualquier momento son deshechas por un proceso que mueve a los desposeídos hacia arriba y a los privilegiados hacia abajo a través del tiempo. Bajo esta definición de movilidad perfecta, cada individuo experimenta el rango completo de resultados a lo largo de su tiempo de vida. La idea predominante de movilidad perfecta es estadística y diacrónica. Mi alternativa es narrativa y enfoca el tiempo como un continuo” (pp. 1-2).

<sup>15</sup> Esas frecuencias esperadas suelen calcularse como el producto de las frecuencias marginales correspondientes a una celda dividido en el total muestral. En el ejemplo de la celda superior izquierda, sería el resultado de 231 por 192 dividido en 1677, que da el valor de 26,4. Pero en esa celda se observa un valor de 72, indicando que caen muchos más casos que si se hace el supuesto de independencia. O sea, hay más hijos de padres de la Clase de Servicios que caen en esa misma clase, respecto de lo que se esperaría bajo independencia o supuesto de movilidad perfecta.

los hijos que cayeron en la muestra- fuese independiente de la de sus hijos.<sup>16</sup>

*Cuadro 7: Índice o razón de (in)movilidad, bajo el supuesto de movilidad perfecta: Cociente de las frecuencias observadas en la muestra respecto de las esperadas si los destinos fueran independientes de los orígenes.*

Orígenes	Destinos				
	Clase de No Servicios	No Manuales	Cuenta Propia	Manuales Calificados	Manuales No Calificados
Clase de Servicios	<b>2,72</b>	1,28	0,80	0,57	0,19
No Manuales	1,42	<b>1,66</b>	0,91	0,82	0,30
Cuenta Propia	0,91	0,84	<b>1,50</b>	0,88	0,75
Manuales Calificados	0,68	1,22	0,71	<b>1,49</b>	0,93
Manuales No Calificados	0,47	0,59	0,82	0,94	<b>2,00</b>

Más allá de las críticas al mismo, tanto de Golthorpe y colaboradores como de otros autores (ver en particular Hout 1983), este índice suele ser una herramienta “tradicional” en los estudios de movilidad. Si bien descansa en el supuesto poco realista de “movilidad perfecta” entre orígenes y destinos, mostraría los excesos de (in)movilidad si la ocupación o clase de destino fuese *independiente* de la de origen.

Si el índice fuese igual a uno, indicaría que los valores observados coinciden con los esperados (bajo el supuesto de independencia); si fuese inferior a uno, indicaría que los valores observados son menores que los esperados, y si fuese mayor que uno que los valores observados exceden a los que se esperaría bajo el mismo supuesto de independencia entre orígenes y destinos. Como es usual, los valores más altos del índice corresponden a las celdas en la diagonal principal, particularmente en los dos extremos, donde se entrecruzan las Clases de Servicio en uno, las de Manuales No Calificados en el otro. La alta concentración en la diagonal

<sup>16</sup> La frecuencia esperada es  $F_{ij} = n_i n_j / N$ , donde  $N$  es el total muestral y  $n_i$  y  $n_j$  son los totales marginales de orígenes (filas) y destinos (columnas) respectivamente. Por su parte,  $f_{ij}$  es la frecuencia observada en la celda  $i,j$ , según los resultado de la muestra. El cociente  $f_{ij} / F_{ij}$  para cada celda  $i,j$  sería el índice de (in)movilidad. Por ejemplo, al dividir los 72 casos observados en la celda superior izquierda sobre el valor de 26,45 que se esperaría en la misma bajo independencia, se obtiene el valor de 2,72 en el cuadro del índice de (in)movilidad.

principal es indicadora de la existencia de “heredad ocupacional” o “auto-reclutamiento”.

Hay otras celdas que exceden el valor de 1. Son los movimientos entre Clase de Servicios y No Manuales rutinarios, básicamente. Se agrega también el movimiento entre Manuales Calificados y No Manuales rutinarios. En general, si bien los valores, como era de esperar, se concentran en la diagonal principal, hay movilidad de corta distancia en los extremos (las celdas del extremo inferior derecho fuera de la diagonal principal están muy cerca del valor 1).

Críticas como las de Hout (1983, pág. 18), entre varios otros, puntualizan que cuadros con diferentes marginales pero similar asociación entre orígenes y destinos tendrán, por necesidad, diferentes índices o razones de (in)movilidad. Agrega el hecho de que el índice descansa en el supuesto poco realista de movilidad perfecta y, finalmente, que “en la práctica, un investigador no tiene forma de evaluar la importancia relativa del error y la interacción sistemática sin referencia a un modelo que ajusta los datos. Una vez que el modelo de ajuste es encontrado, la razón de movilidad no es necesaria; la asociación es descripta mejor por los parámetros del modelo (citado en Jorrot 2000, págs. 89-90).

## **5. Exploraciones ulteriores. Un análisis de la movilidad relativa y del régimen de movilidad: algunos modelos**

Si bien este artículo está pensado más como un ejercicio introductorio, se presenta aquí una breve discusión sobre modelos de movilidad, que nos parece muy relevante para completar nuestra mirada sobre la movilidad intergeneracional de clase en Argentina.

Se mencionó ya el modelo de independencia o de movilidad perfecta. Es un modelo base respecto del cual los distintos estudios analizan las ganancias de proponer otros modelos de ajuste, visto que el modelo de independencia nunca produce un buen ajuste: los destinos de alguna manera dependen de los orígenes. Pueden verse en el Cuadro 8 algunos valores. En las pruebas tradicionales, donde se propone una hipótesis nula – no vinculación entre nuestras variables de interés- se busca rechazar la

misma a partir de valores de  $p$  (significación) lo más bajo posibles (muy significativos). Para dar una idea intuitiva, en los estudios de movilidad se buscaría no rechazar la hipótesis nula, buscando valores de  $p$  altos (no significativos). En realidad, lo que se explora es la *bondad de ajuste*, buscando interpretar los parámetros de los modelos. Como los cuadros de movilidad necesitan tamaños muestrales grandes, es difícil alcanzar valores de  $p$  altos (no significativos). Es así que se propuso un coeficiente BIC (Criterio de Información Bayesiano), que depende de un equivalente o alternativa del valor tradicional de chi cuadrado, identificado como  $G^2$  ó  $L^2$ , para juzgar la bondad de ajuste. Dados dos modelos, el que tiene el valor más bajo de BIC debe preferirse.<sup>17</sup> Un software gratuito para correr la mayoría de los modelos es Lem (Vermunt, 1997) -puede bajarse de Internet-, el que entre otras cosas calcula directamente el valor de BIC. Este coeficiente sufrió duros ataques recientes (Weakliem 1999), a tal punto que en la compilación de estudios europeos de Breen muchos de los artículos prescinden del mismo. Otro valor complementario para juzgar los modelos es el índice de disimilitud (ID), que calculado para los modelos es el índice de disimilitud entre las frecuencias observadas y predecidas, usualmente expresado en porcentaje (es el preferido en la compilación de Breen). Este valor también está en la salida de Lem. Finalmente, aparece el tema de la parsimonia de los modelos, siendo la preferencia, naturalmente, por los modelos parsimoniosos.<sup>18</sup> Señalan Xie y Powers (2000): “El objetivo

---

<sup>17</sup>  $L^2$  o  $G^2$  se calcula como  $2 \sum_i \sum_j f_{ij} \log (f_{ij} / F_{ij})$ , que se distribuye aproximadamente como chi cuadrado. Tiene la ventaja sobre chi cuadrado que puede subdividirse en componentes; en general, tienen un comportamiento similar. El coeficiente BIC se define como  $G^2 - \text{Grados de libertad} \times \log n$ . O sea, el valor de  $G^2$  que se estima en el modelo menos el producto de los grados de libertad por el logaritmo de  $n$  (el total muestral). Este coeficiente, entre otras cosas, toma en cuenta el tamaño muestral para su cálculo, ya que chi cuadrado está afectado por dicho tamaño muestral.

<sup>18</sup> Indican Powers y Xie (2000): “Por ‘parsimonia’ comúnmente significamos modelos estadísticos con pocos parámetros”. Y agregan que la parsimonia está en tensión con la precisión. “Por ‘precisión’ significamos la habilidad para reproducir los datos, medida por los estadísticos de bondad de ajuste”. Comentan a continuación que si bien ambas son propiedades deseables, una se logra a costa de la otra (p. 23). Puntualizan que en un extremo está el modelo *saturado*, que reproduce exactamente los datos, pero este modelo requeriría que “un parámetro separado sea estimado para cada punto de datos. En otras palabras, habrá tantos parámetros como puntos de datos. En el otro extremo, un modelo muy parsimonioso, ..., consistirá de un único parámetro indicando el nivel de la media global. Tal modelo parsimonioso puede fallar en revelar variación sistemática en los datos y pintar así cuadros extremadamente imprecisos de la realidad” (p. 23).

de la búsqueda de modelos es encontrar modelos que describan las características esenciales de los datos usando tan pocos parámetros como sea posible" (p. 23).

El trabajo histórico básico de la propuesta de modelos descansó en modelos de dos sentidos o dos variables, origen y destino. Dado que el modelo de movilidad perfecta (MP) nunca ajusta los datos, una primera propuesta fue bloquear los excesos de casos en la diagonal principal (inmovilidad), en lo que se denominó modelo de movilidad cuasi-perfecta (MCP). Ello produce un gran avance, ya que mientras MP clasifica mal un 18% de los casos, MPC clasifica mal sólo un 7%, al tiempo que el valor de  $G^2$  se reduce en un 77%. De todas formas, MCP no produce un buen ajuste. Así como existen típicamente excesos de inmovilidad en la diagonal principal, igualmente se observan excesos de movilidad de corta distancia en los extremos superior izquierdo (No Manual) e inferior derecho (Manual); bloqueando también estos excesos según el modelo de las esquinas, se produce un nuevo avance –sin lograr del todo un buen ajuste–, ya que ahora se clasifican mal un 4,55% de los casos, se hace más negativo BIC a la par de que sigue bajando el valor de  $G^2$ . Estos avances, debe notarse, se logran a costa de obtener modelos menos parsimoniosos. Una observación con respecto al modelo de las esquinas es que en exploraciones locales del pasado, al menos para varones del AMBA, este modelo ajustaba bien. Si se diferencia por sexos para este modelo, el índice de disimilitud baja a 3,74 y Bic aumenta a -27,3 (los valores de para mujeres ajustan peor). En el caso de *los varones*, al bloquear los excesos de la diagonal principal y de los intercambios en las esquinas manual y no manual, se avanza bastante en lograr un buen ajuste.

Los modelos mencionados permiten una cierta comprensión intuitiva, hay otros donde ello es menos claro. Hacemos referencia brevemente al tema de la simetría. En cuadros de la misma cantidad de filas y columnas, puede haber interés en ver si unas son simétricas con respecto a las otras. El modelo simétrico es muy restrictivo, ya que implica que tanto las marginales de los cuadros como las interacciones son simétricas. Este modelo usualmente, también en nuestro caso, no produce un buen ajuste. Si se retiene que sólo las interacciones sean simétricas y se acepta que las marginales sean heterogéneas –como normalmente lo son–, se está frente a

un modelo de cuasi-simetría, que alcanzó interés y uso en la bibliografía. Es el único, entre los presentados aquí, que produce un buen ajuste -para ambos sexos-, *tomando en cuenta todos los indicadores*, entre ellos que el valor  $p$  sea alto, ( $p = 0,20$  en este caso).

Un paso posterior fue la propuesta de modelos de tres sentidos (o tres variables), que además de orígenes y destinos normalmente consideraba cohortes o países. Se trata de ver en qué medida “la asociación entre dos variables cualitativas difiere entre las categorías de una tercera variable (Vallet 2006; p. 2). En nuestro caso hemos probado con diferentes “cohortes”, en realidad grupos de edad. Como los resultados eran en general similares, optamos por una dicotomía, considerando personas entre 24 y 49 años y entre 50 y 69, lo que a su vez permitía un mayor número de casos en cada cuadro. En el primer caso se trataría de personas nacidas, aproximadamente, entre 1953 y 1978 y en el segundo entre 1933 y 1952. O sea, los más jóvenes nacieron –y se criaron- prácticamente después del primer peronismo. La idea es ver si la asociación entre orígenes y destinos se mantiene constante para los grupos de edad o si se vuelve más fuerte o más débil al pasar de un grupo a otro.

El modelo de independencia para este caso -también denominado de asociación nula o de independencia condicional-, como es de esperar está lejos de producir un buen ajuste (clasifica mal un 18% de los casos), usándose de base para ver si modelos más realistas ajustan los datos. El modelo de fluidez constante es un modelo clásico en la literatura sobre movilidad -para tres variables-, vinculado, como se señaló, a una vieja hipótesis de Lipset y Zetterberg de que la pauta de movilidad social era más o menos similar en los países occidentales, hipótesis modificada por Featherman, Jones y Hauser (1975). La idea de estos autores es que mientras la pauta de movilidad circulatoria “en las sociedades industriales con economía de mercado y un sistema familiar nuclear es básicamente el mismo”, la pauta de movilidad observada “difiere de acuerdo a la tasa de cambio en la estructura ocupacional, exógenamente determinada (...)” (Breen 2004, pp. 4-5). E&G notan (p. 375) que “los contextos estructurales de la movilidad que son creados por el desarrollo de las sociedades industriales varían sustancialmente –y así, a su vez, lo hacen sus tasas de movilidad absoluta” (citado en Breen 2004; p. 4). La propuesta de E&G que

predomina en los estudios de movilidad, denominada modelo de “fluidez social constante (CnSF)”, implica algunas proposiciones sustantivas no problemáticas, por ejemplo “que una asociación existe entre clase de origen y clase destino; y que asociaciones adicionales existen entre clase de origen y cohorte y entre clase de destino y cohorte –en otras palabras, hombres en cohortes diferentes tienen distribuciones de origen y destino diferentes” (E&G, p. 87). Pero agregan que una proposición ulterior es crítica. “Desde que no se provee en el modelo una asociación de *tres sentidos* (...), está también implicado que el nivel de asociación entre clase de origen y destino es constante a través de las cohortes o, uno podría decir alternativamente, que a lo largo de los cuadros de movilidad para cohortes sucesivas todas las tasas relativas correspondientes, medidas por las razones de chances, son idénticas” (pp. 87-88).<sup>19</sup>

Este modelo, como puede verse en el Cuadro 8, ofrece un gran avance respecto de la asociación nula (reduce  $G^2$  en un 92,3%), clasificando mal sólo un 4,3% de los casos. Parafraseando a Vallet (2006), puede decirse que “la asociación entre origen y destino exhibe una inercia más bien fuerte a través de las cohortes” (p. 10).<sup>20</sup> Pero, aclara Vallet, entre otras cosas el poder de esta prueba se disemina entre muchos grados de libertad, además de que es inviable examinar una gran cantidad de parámetros independientes (nótese que no son tantos en nuestro caso porque sólo hemos tomado dos “cohortes” o grupos de edad). Menciona que el análisis log-lineal estándar no puede modelar parsimoniosamente cómo la asociación entre dos variables varía según las categorías de una tercera. Entonces Vallet menciona otro modelo propuesto en la bibliografía, denominado modelo de diferencia uniforme (Unidiff), que además de la pauta común arroja un parámetro específico por cohorte ( $\beta_c$ ). Así, “suponiendo una estructura estable” en la asociación entre origen y destino,

---

<sup>19</sup> Hay un avance de este modelo propuesto por E&G y usado con cierta amplitud en la investigación comparativa, denominado “modelo central de la fluidez social” (*core model of social fluidity*), que implica una serie de ocho hipótesis. No se considerará aquí, aunque se usará en una investigación más amplia nuestra con bases de datos adicionales.

<sup>20</sup> Como Vallet en este trabajo estaba estudiando la relación entre orígenes sociales y educación a través de cohortes, nota que “..Y entonces los sociólogos se inclinaron consecuentemente a concluir a favor de una notable desigualdad persistente de oportunidades educacionales (...)” (p. 10). Lo que resultaba problemático.

"este modelo es capaz de detectar diferencias a través de las cohortes en la fuerza de la asociación" (p. 11; énfasis en el original). Si  $\beta_1$  se fija en 1 y se estima  $\beta_c$  para una cohorte subsiguiente, si la estimación es mayor que 1 indicará que la asociación se vuelve más fuerte que en la primera cohorte. Ese es nuestro caso para las personas más jóvenes, es decir la "cohorte" de 24 a 49 años<sup>21</sup> ( $\beta_1$  fijado en 1 para "cohorte" mayor, 50-69 años;  $\beta_2=1,072$ , "cohorte" 24-49 años), es decir, los jóvenes mostrarían un mayor nivel de desigualdad. Aunque, debe señalarse, este modelo no mejora prácticamente lo mostrado por el modelo de fluidez constante, en términos de bondad de ajuste. Como agrega Vallet (2006), este modelo "es muy poderoso para detectar una tendencia dominante en los datos, pero también puede ser más bien crudo para describir con precisión los cambios que han ocurrido" (p. 13). Y sugiere que se puede ser más específico considerando otros modelos. Lo que demandará exploraciones ulteriores en los estudios locales.

Cuadro 8: Algunos modelos para dos y tres vías.

Modelos de 2 vías	G <sup>2</sup>	Valor p	Grados de libertad	Índice de Disimilitud	Bic	% Reducción De G <sup>2</sup>
Independencia	340,4	0,000	16	17,90	221,6	---
Cuasi-Independencia	78,3	0,000	11	7,08	-3,3	77,0
Modelo de las esquinas	36,6	0,000	7	4,55	-15,4	89,3
Cuasi-Simetría	8,6	0,199	6	2,24	-36,0	97,5
Modelo 5 niveles – Hauser	46,0	0,000	12	5,62	-43,1	86,5
<i>Modelos de 3 vías (origen, destino, cohortes)</i>						
Independencia condicional	363,2	0,000	32	18,06	125,5	---
Modelo de	28,0	0,031	16	4,29	-90,8	92,3

<sup>21</sup> Son más bien "grupos de edad" que cohortes.

Fluidez Constante (CnSF)						
Modelo Unidiff	27,8	0,023	15	4,38	-83,6	92,4
Parámetros Unidiff para Origen-Destino (OD)	1,000 (50- 69 años)	1,072 (24- 49 años)				

## 6. Observaciones finales

Quizás dentro de lo esperable para este tipo de exploraciones, la profunda crisis desatada a fines de 2001 no habría “desdibujado” ciertas pautas de movilidad intergeneracional de clase (*de facto* o de hecho) atribuidas históricamente al sistema de estratificación social y su régimen de movilidad en Argentina. Una posible referencia temporal es que un encuestado promedio de 35 años en 2003 habría nacido en 1968 y la ocupación familiar de referencia sería del año 1984, momento de la recuperación democrática en el país.

Para algunos, la movilidad observada parecería inconsistente con los trabajos que subrayan la caída de las clases medias, la precarización del empleo y el crecimiento de la pobreza -o exclusión social- en el país. Dejando de lado los anticipados y repetidos velatorios de lo que los observadores consideran las clases medias, hay que notar que la movilidad no implica ausencia de desigualdad, como el título de un artículo reciente sobre movilidad en Chile lo subraya: “Fluidos pero Desiguales” (Torche 2005a,b). Como bien puntualiza Hout (2003), la desigualdad tendió a asociarse históricamente -de forma intuitiva- con la movilidad social, ya que por un muy largo tiempo “los observadores sociales han tratado a ambas como medidas de la habilidad de una nación para ofrecer oportunidades y tratar a sus ciudadanos equitativamente. Una inspección más cercana revela que estos indicadores sociales centrales están lejos de ser equivalentes. Mientras cada una en realidad refleja un aspecto de oportunidad y equidad, la desigualdad y la movilidad son fenómenos muy

diferentes. Más importante, tienen diferentes perspectivas sobre el tiempo. La desigualdad se refiere a las diferencias contemporáneas en salarios, ingresos y/o riqueza en algún punto en el tiempo; la movilidad se refiere a la diferencia de una generación a la otra en estos u otros indicadores de estándar de vida. Como tal, no hay una conexión *necesaria* entre ellos” (p. 1; énfasis en el original).<sup>22</sup>

Por otra parte, en esta exploración el cuadro de movilidad incluye el último trabajo de los desocupados y el trabajo en el que los jubilados se retiraron. Además, las encuestas de 2003 y 2004, al tomar el último trabajo de los desocupados, relativizaban más los efectos de la crisis sobre el empleo. (El objetivo era indagar sobre movilidad intergeneracional más que los efectos coyunturales de la crisis). Se agrega que no hay una cantidad de casos como para desagregar la movilidad intergeneracional según diversas cohortes. A su vez, la metodología en esta parte ha enfatizado análisis más bien descriptivos, particularmente afectados por los cambios en las marginales de los cuadros. Un sólo ejemplo ayuda a ver esto: la expansión educacional intergeneracional de la mujer, con su concomitante apertura de oportunidades en el mercado, constituye un elemento contextual relevante en la evaluación de los datos.

En el marco de estos datos y su categorización, el análisis descriptivo muestra una pauta de movilidad intergeneracional de clase atendible, “competitiva” dentro de pautas internacionales. La similitud de pautas internacionales, normalmente de estudios realizados en los países avanzados, tienden a repetirse cuando se ponen a prueba en países como Argentina o Chile (Torche, 2005a,b). Lo que ratificaría la idea de que la vinculación entre crecimiento de la desigualdad y baja movilidad social no es concluyente, y que la fluidez del sistema de estratificación –al menos en términos intergeneracionales- no es privativa de los países industrializados (Torche 2005a,b). Y los pocos avances de exploración de modelos ofrecidos aquí ubicarían las pautas de resultados de Argentina a tono con las pautas internacionales. Visto estrictamente desde la perspectiva de la movilidad absoluta, la investigación para los países avanzados ha mostrado una

---

<sup>22</sup> Sin embargo, dada la tendencia natural a asociarlas, Hout en este trabajo trata de fijar una agenda para la investigación que relacione movilidad y desigualdad. Igual esfuerzo corresponde a Torche para Chile (2005).

menor variación entre países en los años 90 que en los 70. Nos sirven para concluir unas observaciones en este sentido de Breen (2004): “Esto es principalmente así por la declinación de la significación de las clases rurales, IVc y VIIb, en aquellos países donde un gran sector rural persistió hasta el último cuarto del siglo veinte. Pero también han existido algunas tendencias internacionales consistentes, tales como el crecimiento de la clase de servicios, I + II, y la declinación del trabajo manual, particularmente del tipo no calificado. Entre las mujeres, el incremento en las tasas de participación en la fuerza de trabajo ha estado asociada con una reducción en la variación internacional a medida que más y más de ellas entran a ocupaciones en las clases no manuales, I+II y III” (p. 383).

## ANEXO

Cuadro A1. Texto completo de las 11 categorías presentadas en E&G (Table 2.1; p. 39)

<b>Texto completo</b>
<b>I.</b> Profesionales, administradores y funcionarios superiores; gerentes de grandes establecimientos industriales; grandes propietarios.
<b>II.</b> Profesionales, administradores y funcionarios de nivel menor; técnicos de nivel superior; gerentes de pequeños establecimientos industriales; supervisores de empleados no manuales.
<b>IIIa</b> Empleados no manuales rutinarios de nivel superior (administración y comercio).
<b>IIIb</b> Empleados no manuales rutinarios de nivel inferior (ventas y servicios).
<b>IVa</b> Pequeños propietarios, artesanos, etc., con empleados.
<b>IVb</b> Pequeños propietarios, artesanos, etc., sin empleados.
<b>IVc</b> Agricultores (“Farmers”) y arrendatarios; otros trabajadores cuenta propia en la producción primaria.
<b>V</b> Técnicos de nivel inferior, supervisores de trabajadores manuales.
<b>VI</b> Trabajadores manuales calificados.
<b>VIIa</b> Trabajadores manuales semi-calificados y no calificados (no agrícolas).

**VIIb** Trabajadores agrícolas y otros en la producción primaria.

Cuadro A2. Años de educación completados, promedios de ingresos del hogar y promedios de ingreso per cápita del hogar. Ambos sexos, 24 a 69 años, encuestados con ocupación presente o pasada. Personas con ingresos en el caso de ingresos.

<b>Clases EGP (Modo 5 clases, según descripción en el texto)</b>	<b>Promedio Años de Educación</b>	<b>Pomedio Ingresos del Hogar</b>	<b>Promedio Ingresos per capita</b>
Clase de Servicios	15,5	1287,03	486,09
No Manuales rutinarios	12,0	975,71	341,01
Cuenta Propia, Artesanos, Pequeños propietarios	9,9	942,01	295,31
Manuales Calificados	8,3	833,78	266,75
Manuales No Calificados	7,0	683,88	212,97
<i>Total</i>	<i>10,2</i>	<i>917,92</i>	<i>307,17</i>

## BIBLIOGRAFIA

- Acosta, Luis R. y Jorge R. Jorrot. 2004. *Escalas de prestigio y de status socioeconómico de las ocupaciones*. Buenos Aires: Dunken.
- 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: 593-618.
- Blau, Peter M. y Otis D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Boado, Marcelo. 2005. "Herencia y movilidad social en Montevideo 1959-1996: tras los pasos de Labbens y Solari. Ponencia presentada al XXV Congreso de ALAS. Guadalajara, México.
- Breen, Richard. 2005. "Foundations of a New Weberian Class Analysis", en Wright (Compilador).
- Breen, Richard (Compilador). 2004. *Social Mobility in Europe*. New York: Oxford University Press.
- Butler, Tim y Mike Savage (Compiladores) 1995b. *Social Change and the Middle Classes*. Londres: University College London Press.
- Carabaña, Julio y Andrés de Francisco (Compiladores). 1995. *Teorías contemporáneas de las clases sociales*. Madrid: Pablo Iglesias.
- Erikson, Robert y John Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon.
- Cortés, Fernando y Agustín Escobar Latapí. 2007. "Movilidad social intergeneracional en el México urbano", Cap. X en R. Franco, A. León y R. Atria (comps.).
- Evans, Geoffrey. 1996. "Putting Men and Women into Classes: An Assessment of the Cross-Sex Validity of the Goldthorpe Class Schema." *Sociology* 30, 2: 209-34.
- Evans, Geoffrey. 1992. "Testing the validity of the Goldthorpe class schema". *European Journal of Sociology* 8: 211-32.
- Featherman, D. L., F. L. Jones y R. M. Hauser. 1975. «Assumptions of mobility research in the United States: the case of occupational status». *Social Science Research* 4: 329-60.
- Franco, Rolando, Arturo León y Raúl Atria (comps.). 2007. *Estratificación y movilidad social en América latina*. Santiago de Chile: GTZ-Cepal.
- Ganzeboom, Harry. (s/f). «Conversion of isko-88 into Goldthorpe's class categories». <http://home.fsw.vu.nl/hbg.ganzeboom/pisa/index.htm>.

- Germani, Gino. 1963. "Movilidad social en la Argentina". En Seymour M. Lipset y Reinhardt Bendix (comps.). Apéndice II, 317-65. Buenos Aires: EUDEBA.
- Goldthorpe, John H. 2000. *On Sociology. Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory*. New York: Oxford University Press.
- Goldthorpe, John H. 1995a. "Sobre la clase de servicio, su formación y su futuro", en Carabaña y De Francisco (Compiladores).
- Goldthorpe, John H. 1995b. "The service class revisited", en Butler y Savage (Compiladores).
- Goldthorpe, John H., con Catriona Llewellyn y Clive Payne. 1987. *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. 2ª Edición. Oxford: Clarendon.
- Hout, Michael. 2003. "How Might Inequality Affect Intergenerational Mobility? A Review and an Agenda". *Documento de trabajo*. Survey Research Center, Berkeley: University of California, Berkeley.
- Hout, Michael. 1983. *Mobility Tables*. Beverly Hills, California: Sage.
- Jorrat, Jorge Raúl. 2004. "Un análisis descriptivo de la movilidad ocupacional intergeneracional en Argentina. Exploraciones en base a una muestra nacional". Presentado a las II Jornadas de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, UBA.
- Jorrat, Jorge Raúl. 2000. *Estratificación social y movilidad. Un estudio del área metropolitana de Buenos Aires*. Tucumán: EUDET.
- Jorrat, Jorge Raúl. 1997. "En la huella de los padres: Movilidad ocupacional en el Buenos Aires de 1980". *Desarrollo Económico* 37: 91-116.
- Jorrat, Jorge Raúl. 1987. "Exploraciones sobre movilidad ocupacional intergeneracional masculina en el Gran Buenos Aires". *Desarrollo Económico* 27: 261-278.
- Lipset, Seymour M. y Hans L. Zetterberg. 1959, « Social Mobility in Industrial Societies », en S. M. Lipset y R. Bendix: *Social Mobility in Industrial Society*. Berkeley: University of California Press.
- Lipset, Seymour M. y Reinhardt Bendix (comps.). 1963. *Movilidad social en la sociedad industrial*. Buenos Aires: EUDEBA.
- Pisati, Maurizio y Antonio Schizzerotto. 2004. "The Italian Mobility Regime: 1985-97". En Breen (Compilador).
- Powers, Daniel A. y Yu Xie. 2000. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego, California: Academic Press.

- Sobel, Michael E., Michael Hout y Otis Dudley Duncan. 1985. "Exchange, Structure, and Symmetry in Occupational Mobility". *American Journal of Sociology* 91: 359-72.
- Solís, Patricio. 2007. *Movilidad e inequidad social en Monterrey*. México, DF: El Colegio de México.
- Torche, Florencia. 2005a. "Unequal But Fluid: Social Mobility in Chile in Comparative Perspective". *American Sociological Review*, 70: 422-450.
- Torche, Florencia. 2005b. "Desigual pero fluido: el patrón chileno de movilidad en perspectiva comparada". *En foco*: Santiago de Chile: Expansiva.
- Vallet, Louis-Andre. 2006. "How Can We Analyse Temporal Dynamics in Statistical Associations Characterised by Very Strong Inertia?" SMABS-EAM Conference 2006. Budapest (Internet).
- Vallet, Louis-Andre. 2004. "Change in Intergenerational Class Mobility in France from the 1970s to the 1990s and its Explanation: An Analysis Following the CASMIN Approach". Pp. 115-147, en Breen (Compilador).
- Vermunt, Jeroen K. 1997. "*Lem*: A general program for the analysis of categorical data". Tilburg: Tilburg University
- Weakliem, D. L. 1999. "A critique of the Bayesian information criterion for model selection". *Sociological Methods and Research* 27: 359-97.
- Wright, Erik O. 1985. *Classes*. Londres: Verso.
- Wright, Erik O. 1997. *Class Counts. Comparative studies in class analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Wright, Eric O. 2005 (Compilador) *Approaches to class analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.