

Una clasificación de clases para la sociedad chilena



FLORENCIA TORCHE

Instituto de Sociología, P. Universidad Católica de Chile¹

::: RESUMEN

Este artículo construye empíricamente un esquema de clase para Chile y analiza el régimen de movilidad intergeneracional en este país. El esquema se basa en la noción Weberiana de clases y el análisis revela que la estructura chilena de clase no está marcada por diferencias estructurales del mercado laboral chileno, tales como la distinción entre sectores formal-informal, y público-privado. Cuando el esquema chileno de clases se usa para medir la movilidad intergeneracional, no se detectan diferencias significativas respecto del esquema CASMIN, elaborado por Goldthorpe y colaboradores. De hecho, el análisis define con mayor precisión tres resultados previos obtenidos en base a la clasificación CASMIN. Primero, el régimen chileno de movilidad es esencialmente dirigido por la distancia jerárquica entre clases. Segundo, las barreras entre los sectores independiente y empleado, y entre no manual, manual y agrícola son secundarias. Tercero, hay una alta clausura de la elite, especialmente en lo que refiera a la movilidad descendente de distancia larga. Aparentemente, la estructura de clase en Chile no es significativamente diferente a las del mundo industrializado, a pesar de las diferencias en la composición y la regulación institucional del mercado laboral.

PALABRAS CLAVE: clases, movilidad intergeneracional, mercado laboral

::: ABSTRACT

This paper builds up empirically a class scheme fit to Chile and analyzes the pattern of cross generation mobility in the country, which is based on the weberian notion of class. The analysis shows that the Chilean class structure is not shaped by structural differentials in the national labor market, such as the distinctions between formal and informal sectors, or private vs. public. Using this class scheme for measuring cross generation mobility,

¹ La autora agradece a Guillermo Wormald, Seymour Spilerman y Donald Treiman por valiosos comentarios y sugerencias, y a Consuelo Araos por su excelente trabajo de traducción.

does not allow for significant differences with the CAMIN design, worked out by Goldthorpe and associates. Actually, the analysis improves the focus of three results previously obtained with the CAMIN classification. First, the mobility pattern in the country mainly depends on the hierarchical distance amongst classes; second, barriers between independent and employed sectors, as well as manual, non-manual and agrarian sectors, have a secondary importance; and third, there is a salient closure of the elite, particularly as regards down, long distance mobility. It appears that the class structure in Chile, does not significantly depart from those in the industrialized world, in spite of differences in the composition and institutional regulation of the labor market.

KEYWORDS: classes, cross generation mobility, labor market

Con un Gini de 57,1 Chile es el undécimo país más desigual del mundo (Naciones Unidas, 2005). Esta alta desigualdad sugiere limitadas oportunidades de movilidad intergeneracional, es decir, una fuerte asociación entre el origen social y la posición actual de las personas. El actual nivel de movilidad en Chile es una pregunta empírica, que investigadores han empezado a responder recientemente (Núñez y Risco, 2004; Torche y Wormald, 2004; Torche, 2005).²

Existen dos aproximaciones al estudio de la movilidad, dependiendo de cómo se operacionalizan las posiciones desiguales en la estructura social entre las cuales las personas se mueven. La primera utiliza el ingreso como indicador de posición social, y mide la asociación entre el ingreso de los padres y el de los hijos a través de la elasticidad o correlación intergeneracional (Núñez y Risco, 2004). La segunda construye estratos ocupacionales o clases y mide la asociación intergeneracional en una tabla de clasificación cruzada entre clases de origen y destino. Ambas perspectivas tienen ventajas y desventajas. La perspectiva de de ingresos reduce todas las dimensiones de diferenciación social a una escala unidimensional. De este modo, por ejemplo, comerciantes ambulantes urbanos, trabajadores agrícolas y trabajadores manuales no calificados serán clasificados como equivalentes porque ganan el mismo ingreso, aunque hayan diferencias substanciales en el tipo de recursos de mercado que controlan, y por lo tanto, en los determinantes de sus condiciones de vida. La perspectiva de estratos ocupacionales, en tanto, reduce una gran cantidad de ocupaciones a un número pequeño de clases (no más de 12). Esta estrategia puede ser ciega a importantes fuentes de movilidad si los estratos son demasiado agregados, o puede producir un nivel artificial de movilidad si diferencia estratos similares. Además, las clasificaciones de estratos o clases que se usan en el análisis de la movilidad han sido formuladas en y para países industrializados. Nada garantiza que estas clasificaciones sean aplicables al contexto chileno, y que capturen adecuadamente las principales fuentes de diferenciación social en Chile.

² Existen excelentes estudios previos de la movilidad intergeneracional en Chile (ver Raczynski, 1970). Sin embargo, estos estudios utilizaron datos solamente de la ciudad de Santiago (Hamuy, 1961).

Este artículo se basa en la hipótesis de que una clasificación de estratos o clases es importante para capturar diferencias en la estructura social que trascienden el ingreso. Sin embargo, antes de aplicar acríticamente clasificaciones de clase usadas en comparaciones internacionales, es necesario evaluar su aplicabilidad a la sociedad chilena. Específicamente, la sección uno de este artículo evaluará la clasificación de clases de Goldthorpe y colaboradores, que se ha convertido en el estándar de la investigación internacional comparada de la movilidad (Goldthorpe y Hope, 1974; Goldthorpe et al., 1987; Erikson y Goldthorpe, 1992; Goldthorpe y Heat, 1992). Este esquema de clases se conoce como CASMIN, porque fue elaborado en el contexto del proyecto Comparative Analysis of Social Mobility in Industrialized Countries (CASMIN) (Erikson y Goldthorpe, 1992). Como se mostrará, el esquema de clases CASMIN presenta limitaciones que cuestionan su aplicabilidad para el caso chileno. Ante estas limitaciones, la sección dos de este artículo construye un esquema de clases para la sociedad chilena. Este esquema está teóricamente sustentado —descansa en la noción weberiana de clase social— y empíricamente derivado —aplica un método sistemático para colapsar categorías ocupacionales en un número reducido de clases sociales. La sección tres introduce distinciones de clase no consideradas por el esquema CASMIN pero que son relevantes en Chile. La sección cuatro reanaliza la movilidad intergeneracional en Chile usando este nuevo esquema de clase, para validar o corregir los resultados de análisis previos (ver Torche y Wormald, 2004; Torche, 2005). La sección cinco presenta las conclusiones.

El esquema de clases CASMIN

El punto de partida de este esquema es la distinción entre empleados, independientes y empleadores. Debido a la expansión y diversificación del trabajo asalariado en sociedades posindustriales, esta distinción es relevante para una minoría de la población activa. De este modo, el esquema CASMIN establece una distinción dicotómica para los empleados, entre la 'relación de servicios' y la 'relación de contrato'. La relación de servicios define posiciones con alto nivel de especialización y difíciles de monitorear, y que requieren confianza y flexibilidad en la delegación de autoridad (Breen y Rottman, 1995). Para compensar dichas calificaciones especializadas y garantizar la lealtad del empleado, la relación de servicio establece un vínculo de largo plazo que implica beneficios y oportunidades de carrera más allá del salario. En el otro extremo, la 'relación de contrato' es de corto plazo, y establece un intercambio específico y altamente monitoreado entre tiempo o cantidad de trabajo a cambio de un salario. La relación de servicios describe la clase profesional, dividida entre profesionales altos (clase I) y bajos (II) según el nivel de habilidades especializadas. En el otro extremo de la estructura de clases, la relación de contrato describe el trabajo manual, dividido entre trabajadores manuales calificados (clase VI), no calificados (VIIa), y agrícolas (VIIb).

El esquema CASMIN distingue también clases intermedias, que combinan una proporción variable de relación de servicios y contrato. En el sector no-

manual éstas son la clase de trabajadores no manuales de rutina (empleados de oficina) en administración y comercio (IIIa) y en ventas y servicios (IIIb). En el sector manual, se incluyen la clase de técnicos y supervisores (V) que se distinguen de los simples trabajadores manuales por tener un nivel mas alto de calificaciones y ejercer autoridad. Las clases IIIa, IIIb y V son definidas como ‘clases medias’. Entre los no empleados, los empleadores son asignados a la clase IVa, los independientes a la clase IVb, y los empleadores e independientes del sector agrícola son separados como clase IVc. Estas distinciones forman el esquema CASMIN de once estratos (diagrama 1), que puede colapsarse en un número menor de estratos, dependiendo de la disponibilidad de información y propósitos del análisis.³

Diagrama 1. Esquema de clases CASMIN

| | |
|------|--|
| I | Profesionales de alta calificación |
| II | Profesionales de baja calificación y técnicos de alta calificación |
| IIIa | Trabajadores de rutina no manual en comercio y administración |
| IIIb | Trabajadores de rutina no manual en ventas y servicios |
| IVa | Empleadores |
| IVb | Independientes |
| IVc | Propietarios agrícolas |
| V | Supervisores y técnicos de baja calificación |
| VI | Trabajadores manuales calificados |
| VIIa | Trabajadores manuales no cualificados |
| VIIb | Trabajadores agrícolas |

Este esquema se ha convertido en el referente obligado de análisis comparativo de la movilidad, pero tiene importantes limitaciones. La limitación más importante es que no está basado en una noción de clase teóricamente sólida. De acuerdo con sus creadores, la clasificación CASMIN distingue «diferentes posiciones dentro de mercados de trabajo y unidades productivas o, más específicamente... diferencian tales posiciones en términos de las relaciones laborales que implican» (Erikson y Goldthorpe, 1992: 37), distinguiendo ‘relaciones de servicio’ y ‘relaciones de contrato’.

¿Por qué las relaciones laborales son importantes para distinguir clases? Responder esta pregunta requiere especificar qué define la clase social y cuál es su relevancia en sociedades contemporáneas, algo que los creadores del esquema CASMIN no hacen. Aunque el esquema CASMIN es usualmente descrito como ‘neoweberiano’ (Breen, 2001), en realidad no se basa en la noción weberiana de

³ The designers of the CASMIN schema did not provide a standard algorithm to generate the class categories from detailed data. However, it was produced by other researchers (Ganzeboom et al., 1989; Ganzeboom y Treiman, 1996).

clase. Weber define las clases sociales (en contraste con clases meramente económicas) como categorías que comparten similares recursos de mercado como *determinantes de oportunidades de vida; y entiende oportunidades de vida en una doble dimensión: como niveles de bienestar económico y como patrones de movilidad*. Como Weber indica, las clases sociales son conformadas por «la totalidad de situaciones de clase entre los que la movilidad individual e intergeneracional es común y típica» (Weber, 1978: 302-5; 926-32; Giddens, 1973). Una clase social en sentido Weberiano será entonces un grupo que se reproduce a través del tiempo a través de herencia ocupacional, y cuyos integrantes comparten niveles de bienestar económico similares.

Así, la definición weberiana de clase vincula las posiciones en el mercado de trabajo —grupos que comparten similares recursos de mercado— a la estructura social general, al grado en que estos grupos son asociados con diferentes oportunidades de vida. Sin embargo, el esquema CASMIN en ningún momento establece este vínculo en la construcción de clases, y menos aún lo evalúa empíricamente. El esquema CASMIN no sólo no es weberiano, sino que no implica ninguna noción teórica de clase (ver Pahl, 1993; Rose, 1993). Como Goldthorpe y Marshall explícitamente señalan, el esquema CASMIN «no implica un compromiso con ninguna teoría particular, sino... provee un contexto en el cual diferentes... teorías pueden ser formuladas y valoradas» (1992: 382).⁴ Por lo tanto, al utilizar el esquema CASMIN, estamos distinguiendo grupos definidos por distintas relaciones laborales, pero esto no se traduce necesariamente en posiciones desiguales dentro de la estructura social más amplia, lo cual es la idea central de la noción de clase social. La ausencia de un fundamento teórico para el esquema CASMIN podría explicar por qué su validez ha sido sólo parcialmente confirmada (Evans, 1992; Evans y Mills, 1998; Rose y O'Reilly, 1997).

Una segunda limitación del esquema CASMIN es la insuficiencia de su noción central de 'relaciones laborales' para dar cuenta de la división de clases establecido. El concepto de 'relaciones laborales' distingue dos extremos de la estructura de clase: profesionales y trabajadores manuales. Sin embargo, esta distinción no describe la posición de las tres clases intermedias en la jerarquía —trabajadores no manuales de rutina de alto nivel y bajo nivel y supervisores de trabajo manual—, las cuales comprenden más de un quinto de la estructura de clase en la mayor parte de los países. Estas clases aparecen como categorías residuales, vagamente definidas por una combinación en cantidades indeterminadas y variables de características de relaciones de servicio y de contrato (Erikson y Goldthorpe, 1993: 43-4).

De hecho, el esquema de clase CASMIN podría obtenerse sin la necesidad

⁴ En un intento por diferenciar su perspectiva del Marxismo, ellos indican lo que las clases CASMIN *no* son —no están definidas por relaciones de conflicto que podrían llevar al cambio social, no implican relaciones de explotación, no son necesariamente fuente de conciencia o acción de clase. Ellos insinúan que las clases están relacionadas con las oportunidades de vida, pero no entregan una definición sustantiva de lo que significa propiamente 'oportunidades de vida'.

del concepto 'relaciones de servicio', simplemente cruzando las siguientes cinco fuentes de distinción en el campo ocupacional: título ocupacional, categoría ocupacional (empleado, independiente, empleador), autoridad en el trabajo (supervisa/no), nivel de calificación, y sector (distinguiendo entre no manual, manual y agrícola).

Estas dos limitaciones del esquema de clase CASMIN —el hecho de no estar basado en una teoría de clase sólida, y la insuficiencia del concepto de «relación de servicio»— son importantes porque los resultados del análisis de movilidad dependen de las categorías que se usen para describir la estructura social. Si el esquema de clase no da cuenta de fuentes más importantes de desigualdad, el análisis no capturara barreras importantes a la movilidad. Del mismo modo, si el esquema distingue grupos ocupacionales que comparten oportunidades de vida similares, el análisis de la producirá artificialmente barreras a la movilidad (Hout, 1989; Breiger, 1981; Goodman, 1973, 1979; Duncan, 1975).

La ventaja de la noción de clase para modelar la estructura social, en contraste con jerarquía unidimensional de ingresos, es que la clase refiere explícitamente a recursos específicos de mercado como fuente de oportunidades de vida. Así, ésta permite una exploración de las causas y procesos que llevan a la desigualdad, y no solo a sus manifestaciones superficiales (Portes y Hoffman, 2002). Sin embargo, si el esquema de clase no se basa en una definición sustantiva de clase, resulta imposible evaluar su validez. Por lo tanto, el análisis de la movilidad requiere un esquema de clases teóricamente fundamentado —¿qué significa clase?— y empíricamente obtenido —¿qué categorías ocupacionales conforman las clases en la sociedad contemporánea?

La tercera limitación del esquema CASMIN, desarrollado para naciones industriales avanzadas, refiere a su validez en Chile y en general, en Latinoamérica. Las diferencias más importantes de la estructura ocupacional Chilena (y Latinoamericana) respecto del mundo industrializado son dos. Primero, la distinción entre relaciones laborales de 'servicio' y de 'contrato laboral' pueden ser cruciales en países industriales avanzados, donde la proporción de independientes es usualmente menos de 10% (Arum y Muller, 2004, Noorderhaven et al., 2003). Sin embargo, esta distinción es menos relevante para Chile, donde alrededor de 25% de la fuerza de trabajo es independiente y, además, donde alrededor de 20% de la población empleada no tiene ningún tipo de contrato de trabajo formal, y tiene una relación de empleo informal fuera de la regulación y protección legales.

El trabajo independiente y las relaciones de empleo no reguladas son tan prevalentes en América Latina, que ha dado impulso a la noción de 'sector informal' (Infante y Klein, 1995; Portes, Castells y Benton, 1989; Tokman, 1991). En un contexto donde «una proporción significativa de la población no es incorporada dentro de relaciones de trabajo... legalmente reguladas, sino que sobrevive al margen en una amplia variedad de actividades económicas de subsistencia y semiclandestinas» (Portes y Hoffman, 2002: 5), se deberían considerar otras fuentes de diferenciación al interior de los empleados, mas allá de la distinción dicotómica entre 'relación de servicio' y 'relación de contrato'.

La segunda divergencia de Chile respecto de los países industrializados es la pequeña proporción del sector público respecto del empleo total, consecuencia de la transformación a una economía de mercado desde la década de 1970. Mientras en la mayoría de los países industrializados el empleo público representa entre 15 y 20 por ciento del empleo total, llegando hasta un tercio en algunos de ellos y provee altos salarios y beneficios extraeconómicos (OECD, 2001; Esping-Andersen, 1999), en Chile se redujo de 14% de la población activa en 1973, a 8,4% 1985 (Velasquez, 1990). Además de la contracción del sector público, éste sufrió una aguda disminución en los ingresos, seguridad económica y prestigio (Velasco, 1994). Es importante por lo tanto si la distinción entre empleados públicos y privados constituye una fuente de diferenciación de clase en Chile.

Formulación de un esquema de clase para Chile

El primer paso es construir una definición sustantiva de clases. Aquí se utiliza la perspectiva weberiana: clases sociales son categorías discretas y estables, caracterizadas por la posesión de similares recursos de mercado que son la base de sus oportunidades de vida. Basándome en estos parámetros, la construcción del esquema Chileno de clases contiene dos etapas. Primero, producción de una clasificación ocupacional detallada, compuesta por treinta categorías ocupacionales, cada una de las cuales representa la propiedad de recursos de mercado específicos. Segundo, se utilizan las dos dimensiones del concepto weberiano de oportunidades de vida —similares patrones de movilidad y niveles de bienestar económico— para colapsar esas categorías ocupacionales detalladas en un número menor de clases que comparten oportunidades de vida similares.

ETAPA 1. CREACIÓN DE UNA CLASIFICACIÓN OCUPACIONAL DETALLADA PARA EL CASO CHILENO

El análisis empírico utiliza la encuesta de movilidad social en Chile 2001. Esta es una encuesta probabilística y de representación nacional conducida por el Departamento de Estudios Sociológicos de la P. Universidad Católica, financiada por el Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (FONDECYT).⁵

Las categorías ocupacionales se distinguen en base a cinco criterios, que identifican recursos específicos de mercado: *Título ocupacional*, *estatus laboral* (distinguiendo entre empleador, independiente y empleado), *nivel de calificación* (en años de educación), *autoridad sobre el trabajo de otros* (distinguiendo supervisores de 10 o más empleados, supervisores de 1 a 9 empleados y no supervisores), y sector (distinguiendo entre ocupaciones *manuales*, *no manuales* y *agrícolas*). Combinando estos cinco criterios, obtengo una clasificación detallada de treinta categorías ocupacionales, cuyas posiciones en el mercado del trabajo son internamente homogéneas y externamente heterogéneas. La clasificación es presentada

⁵ Proyecto de investigación número 1010474 aprobado en el concurso regular del año 2001; investigador principal: Guillermo Wormald.

Tabla 1. Clasificación detallada de categorías ocupacionales
(hombres chilenos, 2001)

| | Proporción Fuerza de trabajo <i>Employment</i> |
|--|---|
| 1. Profesionales asalariados y administradores de alto nivel | 3,3 |
| 2. Profesionales asalariados y administradores de bajo nivel | 4,2 |
| 3. Profesionales autoempleados | 1,7 |
| 4. Gerentes industriales (Gerentes 1) | 1,3 |
| 5. Gerentes de servicios y pequeños negocios (Gerentes 2) | 2,5 |
| 6. Técnicos | 0,9 |
| 7. Trabajadores de oficina | 2,1 |
| 8. Trabajadores de ventas | 1,9 |
| 9. Trabajadores de servicios calificados | 1,8 |
| 10. Trabajadores de servicios semicalificados | 4,9 |
| 11. Trabajadores de servicios no calificados | 1,8 |
| 12. Empleadores (no manual) | 2,5 |
| 13. Autoempleados calificados sin empleados (no manuales) | 5,0 |
| 14. Autoempleados no calificados sin empleados (no manuales) | 1,7 |
| 15. Supervisores 1 - no manual (10+ supervisados) | 2,7 |
| 16. Supervisores 2 - no manual (1-9 supervisados) | 4,7 |
| 17. Artesanos manuales calificados | 5,4 |
| 18. Mecánicos/mineros manuales calificados | 4,2 |
| 19. Artesanos/mineros semicalificados | 2,1 |
| 20. Mecánicos semicalificados | 4,7 |
| 21. Artesanos/mineros no calificados | 7,7 |
| 22. Mecánicos no calificados | 2,7 |
| 23. Empleadores (manuales) | 1,5 |
| 24. Independientes sector manual cualificados | 7,5 |
| 25. Independientes sector manual no cualificados | 4,6 |
| 26. Supervisores 1 - manuales (10+ supervisados) | 2,9 |
| 27. Supervisores 2 - manuales (1-9 supervisados) | 5,2 |
| 28. Empleador agrícola y gerente agrícola | 1,0 |
| 29. Autoempleado agrícola | 1,5 |
| 30. Trabajadores agrícolas | 6,0 |
| Total | 100.0 |

Fuente: Encuesta de Movilidad Social 2001.

en la tabla 1 (la derivación paso a paso de esta clasificación detallada es presentada en el apéndice 4).

SEGUNDA ETAPA. REDUCCIÓN DE LA CLASIFICACIÓN OCUPACIONAL DETALLADA EN UN ESQUEMA DE CLASE

Esta etapa colapsa las treinta categorías ocupacionales en un grupo menor de clases usando la noción weberiana de clase como grupos ocupacionales que comparten oportunidades de vida similares, doblemente definidas como patrones similares de movilidad y similares niveles de bienestar económico. Específicamente, se usa el primer componente de las oportunidades de vida —patrones de movilidad intergeneracionalmente compartidos— para colapsar categorías. Se prioriza este componente porque los patrones de movilidad intergeneracional son el factor que relaciona la existencia de capacidades específicas de mercado con la formación de clases como grupos sociales identificables y estables. Específicamente, los patrones de movilidad intergeneracional dependen de dinámicas de interacción social que trascienden el mercado laboral, tales como la socialización familiar, patrones matrimoniales, patrones residenciales y redes de amistad que llevan a la reproducción de una experiencia de vida común a través de las generaciones.

Para determinar si dos categorías ocupacionales tienen patrones similares de movilidad intergeneracional, se usa el «criterio de homogeneidad» de Goodman (1981). Este evalúa si los patrones de movilidad de dos categorías ocupacionales son similares en la tabla desagregada $J \times J$ (en este caso 30×30), formando tres subtablas, y ajustando el modelo de cuasi-independencia en cada una de ellas. La primera es una tabla $2 \times J$, formada por las dos categorías ocupacionales de origen, y todas las categorías J de destino. La segunda es una tabla $J \times 2$, formada por las dos categorías de destino y todas las categorías J de origen. Si el modelo de cuasi-independencia se ajusta en cada una de estas tablas, indicará que los patrones de movilidad de las dos categorías ocupacionales testeadas no difieren significativamente entre sí. En otras palabras, *no se pierde información significativa sobre los patrones chilenos de movilidad al colapsarlos*. Nótese que al ajustar los modelos de cuasi-independencia en estas dos tablas se excluyen las celdas que expresan la movilidad entre las dos clases consideradas. Para incluir dichas celdas, se usa un método general para separar el estadístico chi-cuadrado y se agrega una tercera tabla incluyendo las celdas que intersectan el par de clases involucradas.⁶

Estas tres tablas son llamadas tablas de ‘fila’, de ‘columna’ y ‘diagonal’ de Goodman, y tienen $J-3$, $J-3$ y 1 grados de libertad respectivamente. La cuasi-independencia puede ser testada usando pruebas estándares de razón de verosimilitud (L^2). La suma de estos tests se distribuye chi-cuadrado con $2(J-3)+1$

⁶ La tercera tabla tiene la siguiente forma (Hout 1983), donde X significa que las celdas diagonales están bloqueadas, $f_{i.}$ son los marginales de la fila y $f_{.n}$ los marginales de columna.

| | | |
|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| X | f_{12} | $f_{1.} - f_{11} - f_{12}$ |
| f_{21} | X | $f_{2.} - f_{21} - f_{22}$ |
| $f_{.1} - f_{11} - f_{21}$ | $f_{.2} - f_{21} - f_{22}$ | X |

Tabla 2. Categorías ocupacionales colapsadas

| Clasificación detallada (30 categorías ocupacionales) | Clase | % Fuerza de trabajo masculina chilena | Esquema de clase colapsado (13 clases) |
|--|-------|---|---|
| 1. Profesionales asalariados/ administradores de alto nivel | 1 | 11,4 | Profesionales |
| 2. Profesionales asalariados/ administradores de bajo nivel | 1 | | |
| 3. Profesionales autoempleados | 1 | | |
| 4. Gerentes industriales | 1 | | |
| 5. Gerentes de Servicios/ de pequeños negocios | 1 | | |
| 6. Técnicos | 1 | | |
| 15. Supervisores 1 - no manuales (10+ supervisados) | 2 | 7,4 | Supervisores no manuales |
| 16. Supervisores 2 - no manuales (1-9 supervisados) | 2 | | |
| 7. Oficinistas | 3 | 5,8 | No manuales calificados |
| 8. Vendedores | 3 | | |
| 9. Trabajadores de servicio calificados | 3 | | |
| 10. Trabajadores de servicio semicalificados | 4 | 6,7 | No manuales no calificados |
| 11. Trabajadores de servicio no calificados | 4 | | |
| 12. Empleadores (no manuales) | 5 | 5,9 | Empleadores |
| 23. Empleadores (manuales) | 5 | | |
| 13. Independientes calificados (no manuales) | 6 | 19,4 | Independientes |
| 14. Independientes no calificados (no manuales) | 6 | | |
| 24. Independientes calificados (manuales) | 6 | | |
| 25. Independientes no calificados (manuales) | 6 | | |
| 26. Supervisores 1 - manuales (10+ supervisados) | 7 | 8,1 | Supervisores manuales |
| 27. Supervisores 2 - manuales (1-9 supervisados) | 7 | | |
| 17. Artesanos manuales calificados | 8 | 1,4 | Manuales calificados y semicalificados |
| 18. Mecánicos/mineros manuales Calificados | 8 | | |
| 19. Artesanos y mineros semicalificados | 8 | | |
| 20. Mecánicos semicalificados | 8 | | |
| 21. Artesanos y mineros no calificados | 9 | 7,7 | Artesanos y mineros no calificados |
| 22. Mecánicos no calificados | 10 | 2,7 | Mecánicos no calificados |

Tabla 2. Categorías ocupacionales colapsadas (continuación)

| | | | |
|------------------------------------|----|------|--------------------------------|
| 28. Empleados y gerentes agrícolas | 11 | 1 | Empleados y gerentes agrícolas |
| 29. Independientes agrícolas | 12 | 1,5 | Independientes agrícolas |
| 30. Trabajadores agrícolas | 13 | 6 | Trabajadores agrícolas |
| Total | | 100% | |

grados de libertad, bajo la hipótesis nula de homogeneidad entre las categorías seleccionadas (Hout, 1983). Si la homogeneidad no puede ser rechazada, concluyo que los patrones de movilidad de las dos categorías no difieren significativamente entre sí; por lo tanto, éstos pueden ser colapsados.⁷ El criterio de homogeneidad de Goodman fue testeado para todos los posibles pares de clases en el caso Chileno (435 pares), y luego se procedió jerárquicamente, colapsando grupos ya colapsados. Este proceso llevo a la reducción de las 30 categorías ocupacionales en 13 clases, presentado en la tabla 2. La tabla 3 presenta los test de homogeneidad para cada par de categorías ocupacionales colapsado.

En contraste con el esquema CASMIN, la clasificación obtenida para Chile está teóricamente fundada y es empíricamente verificable. Las principales divergencias con respecto al esquema CASMIN es que esta clasificación diferencia al interior de las clases profesional, no manual, manual e independiente de acuerdo al nivel de calificación de sus miembros, y que divide la clase manual basándose en la distinción funcional entre operarios de maquinarias, artesanado y sector minero (Hoffman, 1999). Dichas distinciones sectoriales se asocian con diferencias geográficas, de tipo de trabajo y cultura laboral que constituye la plataforma estructural de las clases como agrupaciones sociales identificables. Adicionalmente, el ‘esquema chileno’ distingue un sector de supervisores no manuales, de acuerdo con la idea de que en los mercados posindustriales la autoridad en el trabajo es relevante no sólo para los trabajadores manuales, sino también para los no manuales (Wright, 1997). Finalmente, este esquema Chile-

⁷ Breiger (1981) propone un método alternativo para colapsar categorías ocupacionales dentro de clases, inspirado en la misma noción de clases sociales como «la totalidad de situaciones de clase en las cuales la movilidad individual y generacional es fácil y común» (Weber, 1978, citado en Breiger, 1981: 579). Breiger define una clase social como un agregado de categorías ocupacionales de modo que los destinos son independientes de los orígenes dentro de sub-tablas definidas por la intersección de tales clases. Sin embargo, el criterio de Breiger no es adecuado. El criterio de Goodman requiere que en el test de fila los odds del origen i versus el origen i' sean constantes para todos los destinos, excepto para $(j=i=$ y $(j=i')$, y para el test de columna requiere que los odds del destino j versus j' sean constantes para todos los orígenes, excepto para $(i=j)$ e $(i=j')$. En cambio, el criterio de Breiger otorga espacio para una variación sustancial en tales odds, y sólo requiere que los odds sean constantes dentro de la intersección de clases. Así, los odds no pueden diferir al interior de cada clase creada, pero pueden diferir significativamente a través de las clases (Hout 1983). Como consecuencia, el método de Breiger oculta parte de la asociación en la tabla original que transforma los odds de clase a clase.

Tabla 3. Test de homogeneidad de Goodman para todos los pares de clases colapsadas

| Clases colapsadas | L ² | | L ² | | L ² | | L ² | | p |
|--|----------------|------|----------------|------|----------------|------|----------------|------------|-------|
| | Tabla Fila | g.l. | Tabla columna | g.l. | Tabla Diagonal | g.l. | Total | Total g.l. | |
| 1 + 2 (Empleados profesionales) | 20,3 | 21 | 45,1 | 27 | 0,100 | 1 | 65,55 | 49 | 0,057 |
| 4 + 5 (Gerentes 1 y 2) | 12,1 | 9 | 25,4 | 18 | 0,770 | 1 | 38,28 | 28 | 0,093 |
| 15 + 16 (Supervisores no manuales) | 30,2 | 25 | 22,0 | 26 | 0,020 | 1 | 52,21 | 52 | 0,466 |
| 7 + 8 (No manuales calificados) | 24,74 | 22 | 27,4 | 24 | 0,070 | 1 | 52,21 | 47 | 0,279 |
| 10 + 11 (No manuales no calificados) | 26,6 | 24 | 27,3 | 23 | 5,680 | 1 | 59,61 | 48 | 0,121 |
| 12 + 23 (Empleadores) | 36,52 | 26 | 22,42 | 26 | 4,660 | 1 | 63,60 | 53 | 0,151 |
| 13 + 14 (Autoempleados no manuales) | 31,02 | 26 | 2,01 | 13 | 0,110 | 1 | 33,14 | 40 | 0,770 |
| 24 + 25 (Independientes manuales) | 26,4 | 26 | 26,8 | 24 | 0,740 | 1 | 53,88 | 51 | 0,365 |
| 26 + 27 (Supervisores manuales) | 18,4 | 26 | 35,8 | 25 | 0,830 | 1 | 54,98 | 52 | 0,362 |
| 17 + 18 (Manuales calificados) | 42,2 | 26 | 13,3 | 24 | 0,010 | 1 | 55,50 | 51 | 0,309 |
| 19 + 20 (Manuales semicalificados) | 20,2 | 24 | 15,3 | 24 | 2,470 | 1 | 38,04 | 49 | 0,872 |
| (1 + 2) + 3 Profesionales de alto nivel | 18,4 | 14 | 8,2 | 16 | 0,440 | 1 | 27,01 | 31 | 0,672 |
| (4 + 5) + 6 Profesionales de bajo nivel | 20,9 | 13 | 19,8 | 16 | 1,880 | 1 | 42,53 | 30 | 0,064 |
| (7 + 8) + 9 Servicios de alto nivel | 9,61 | 14 | 19,96 | 16 | 4,890 | 1 | 34,46 | 31 | 0,306 |
| (13 + 14) + (24 + 25) Autoempleados | 16,94 | 16 | 18,61 | 16 | 0,170 | 1 | 35,72 | 33 | 0,342 |
| (17 + 18) + (19 + 20) Manual calificado y Semicalificado | 15,5 | 16 | 27,6 | 14 | 0,170 | 1 | 43,35 | 31 | 0,069 |
| (1 + 2 + 3) + (4 + 5 + 6) Profesionales | 4,6 | 11 | 11,6 | 11 | 0,920 | 1 | 17,20 | 23 | 0,799 |

no separa los empleadores agrícolas de los independientes agrícolas, en base a sus disímiles patrones de movilidad.

No es posible reducir más este esquema de clases usando el criterio de homogeneidad de Goodman. En otras palabras, las 13 clases diferenciadas para Chile presentan patrones de movilidad significativamente diferentes entre sí. Sin embargo, la prueba de razón de verosimilitud (L^2) utilizada para colapsar clases es una medida muy conservadora para muestras grandes, y podría mantener diferencias entre clases que siendo estadísticamente significativas, son triviales en términos sustantivos (Raftery, 1986, 1995; Powers y Xie, 2000: 106).

Además, algunas de las clases son muy pequeñas en tamaño —por ejemplo, la clase de Empleadores y Gerentes Agrícolas (1 por ciento de la fuerza de trabajo), y la clase de independientes agrícolas (1,5 por ciento). Esto no sólo crea el problema práctico de un gran número de celdas con valor cero en la tabla de movilidad, sino que también distingue clases que, aunque tengan patrones de movilidad únicos, representan una porción insignificante de la fuerza de trabajo chilena.

Por lo tanto, se utilizara la segunda dimensión de ‘oportunidades de vida’ distinguida por Weber, es decir, niveles de bienestar económico, para reducir aún más el esquema de clase, implementando un criterio de ‘homogeneidad de bienestar’. El nivel de bienestar económico se mide a través del estatus socioeconómico agregado para cada clase. Dicho estatus se obtiene a partir de un análisis factorial que incluye escolaridad, ingresos y un conjunto de indicadores de consumo (ver Torche, 2003). El criterio de ‘homogeneidad de bienestar’ colapsará un par de clases si sus puntajes de bienestar *no* son significativamente

Tabla 4. Test T2. Significancia comparada de puntajes de bienestar económico entre pares de clases. Esquema ‘chileno’ de trece clases agrupadas

| Clases | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 |
|---|------|-------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|----|
| 1. Profesional | | | | | | | | | | | | | |
| 2. Supervisores no manuales | 0,95 | | | | | | | | | | | | |
| 3. No manuales calificados | 1,15 | 0,2* | | | | | | | | | | | |
| 4. No manuales no calificados | 1,92 | 0,97 | 0,77 | | | | | | | | | | |
| 5. Empleadores | 0,75 | -0,2* | -0,4 | -1,17 | | | | | | | | | |
| 6. Autoempleados | 1,71 | 0,76 | 0,56 | -0,21 | 0,96 | | | | | | | | |
| 7. Supervisores manuales | 1,50 | 0,55 | 0,35 | -0,42 | 0,75 | -0,21 | | | | | | | |
| 8. Manuales calificados | 1,74 | 0,79 | 0,59 | -0,18 | 0,99 | 0,03* | 0,24 | | | | | | |
| 9. Manuales no calificados (artesanos) | 2,17 | 1,21 | 1,02 | 0,25 | 1,42 | 0,46 | 0,67 | 0,42 | | | | | |
| 10. Manuales no calificados (mecánicos) | 2,17 | 1,22 | 1,02 | 0,25* | 1,42 | 0,46 | 0,67 | 0,43 | 0,003* | | | | |
| 11. Empleados agrícolas | 1,26 | 0,31* | 0,11* | -0,66* | 0,51* | -0,45* | -0,24* | -0,48* | -0,91* | -0,91* | | | |
| 12. Independientes agrícolas | 2,34 | 1,39 | 1,19 | 0,42 | 1,59 | 0,63 | 0,84 | 0,6 | 0,18* | 0,17* | 1,08* | | |
| 13. Trabajadores agrícolas | 2,41 | 1,46 | 1,26 | 0,49 | 1,66 | 0,7 | 0,91 | 0,67 | 0,24 | 0,24* | 1,15 | 0,007* | |

Nota: El asterisco (*) indica que el puntaje de bienestar económico de pares de clases comparadas no es significativamente diferente al nivel de 0,05. El criterio de homogeneidad de permite colapsar pares de clases si su puntaje de bienestar no es significativamente diferente entre sí, sujeto a la restricción de no cruzar las barreras entre los sectores no manual, manual y agrícola.

diferentes entre sí, sujeto a la restricción de que la reducción *no puede atravesar las barreras entre los sectores no manual, manual y agrícola*. Se utilizó un análisis ANOVA para determinar qué clases tienen niveles de bienestar económico similar.⁸ La tabla 4 muestra la comparación del bienestar entre todos los pares de clases. Aquellos valores marcados con asterisco (*) indican que las dos clases comparadas tienen puntajes de bienestar económico que no difieren significativamente entre sí a un nivel de significancia de 0,05.

De acuerdo con el criterio de 'homogeneidad de bienestar', las siguientes clases pueden ser colapsadas: Supervisores no manuales y No manuales calificados (2 y 3), Empleadores y Empleadores Agrícolas (5 y 11), Artesanado manual no calificado y Maquinaria manual no calificada (9 y 10), y Auto-empleados agrícolas con Trabajadores agrícolas (12 y 13). Con esto, se obtiene un esquema chileno de 9 clases, que se presenta en el gráfico 1.

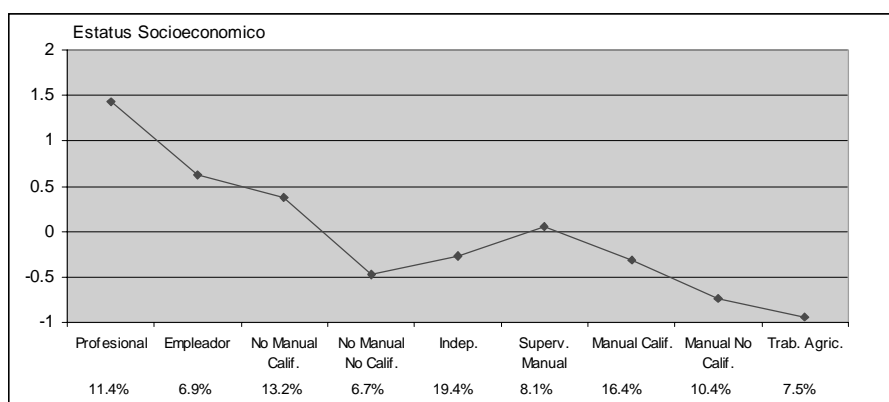


Gráfico 1. Esquema chileno de nueve clases agrupadas.

Estatus socioeconómico y tamaño de las clases. Los porcentajes indican tamaño relativo de cada clase. Ver Torche (2003) para la derivación de los puntajes de estatus socioeconómico.

El ranking jerárquico de clases confirma los dos principales resultados obtenidos con el esquema de clase CASMIN. Primero, la clase profesional está localizada en el lugar más alto, a una distancia significativa del resto de la estructura de clase (compárese el puntaje de estatus estandarizado de 1,43 con el status de la clase que sigue de sólo 0.63). Segundo, existe una diferenciación relativamente pequeña entre las clases medias y bajas. La única divergencia respecto de los resultados del esquema CASMIN tradicional (ver Torche y Wormald 2004 y Torche 2005), es un traslape significativo entre los sectores no manual y manual, como consecuencia de dividir internamente estas clases de acuerdo a su nivel de calificación.

⁸ Debido a que la varianza del índice de bienestar no es homogénea a través de categorías ocupacionales (Levene test=34.0 $p < .001$), se utilizó el test Tamhane's T2 para comparar el nivel de bienestar entre clases.

Otras fuentes potenciales de desigualdad en la sociedad chilena

Mientras en los países industrializados la distinción entre ‘relación de servicio’ y ‘relación de contrato’ puede dar cuenta de todas las fuentes relevantes de desigualdad de clase entre los empleados, en un país en desarrollo como Chile podrían existir fuentes adicionales. Esta sección examina la relevancia de dos de ellas: la distinción entre empleos formales e informales, y entre empleos públicos y privados.

SECTOR FORMAL VERSUS INFORMAL

El concepto de ‘sector informal’ refiere a la segmentación dicotómica de las unidades productivas entre un sector de elevado capital y ganancias, y otro formado por empresas pequeñas y precarias, que es funcional a la economía al proveer un alto número de empleos poco cualificados, y producir bienes y servicios baratos para los mercados locales (Infante y Klein, 1995; Tokman, 1995). La informalidad fue definida por la OIT como «agentes y empresas caracterizadas por débiles barreras de entrada en términos de calificación, capital y organización, empresas de propiedad familiar, pequeña escala de operación, producción con trabajo intensivo, tecnología obsoleta y mercados desregulados y competitivos» (Peattie, 1980). La segmentación entre los sectores formal e informal ha sido atribuida al ‘dualismo estructural’ impulsado por la estrategia económica de sustitución de importaciones, la cual favoreció el desarrollo industrial intensivo en capital y poco generador de trabajo (para más detalles, ver Torche, 2003); y a la falta de una red de seguros de bienestar social y desempleo, que obliga a los individuos a trabajar en actividades marginales para sobrevivir (Raczynski, 1994).

Sin embargo, la informalidad no es un vestigio de la industrialización de sustitución de importaciones. El sector informal ha sido una característica persistente de los mercados de trabajo latinoamericanos durante la segunda mitad del siglo XX. A consecuencia del ‘ajuste estructural’ desde la década de 1980, el sector informal se ha convertido en refugio de ex empleados públicos y obreros industriales desplazados por la apertura comercial, y su tamaño ha aumentado en todos los países latinoamericanos, excepto en Chile. De hecho, durante la década de 1990, seis de diez empleos creados en la región fueron en el sector informal (Mezzer, 2000; Portes y Hoffman, 2002), y alrededor del año 2000 el sector informal alcanzaba casi un tercio de la fuerza laboral en Chile, y alrededor de un 46 por ciento en América Latina (Tokman, 2001). La informalidad se asocia con niveles altos de pobreza y vulnerabilidad económica (Tokman, 1992, 1995; de Oliveira y Roberts, 1994).⁹ Además de sus correlatos económicos, la

⁹ Sin embargo, la informalidad no puede ser analógada con pobreza. Como ha sido admitido por la OIT, el sector informal es diverso e integrado a varios niveles del sector formal (Infante y Klein, 1995; Márquez, 1994).

informalidad aparece como un disuasivo para la acción colectiva, particularmente la acción política de clase que caracterizó a Chile durante el siglo XX (Castells, 1974). Como Roberts (2002: 27) señala, «la fragmentación laboral ha hecho crecientemente difícil para los trabajadores ocuparse en acciones colectivas tanto en el lugar de trabajo como en la esfera partidaria, desgastando severamente la dimensión organizativa de las diferencias de clase».

Operacionalizar la informalidad es muy difícil. La operacionalización estándar fue elaborada por la OIT, y distingue a los empleados basándose en las categorías ocupacionales y el tamaño de la empresa. Ésta clasifica como 'informal' a los independientes que no son profesionales ni técnicos, y a los empleados en empresas de menos de cinco trabajadores. Esta definición, basada en características de las empresas y los trabajadores, ha sido desafiada por la 'perspectiva de la regulación'. Esta perspectiva argumenta que la característica clave para la identificación de la informalidad no es el tipo de unidad de producción (la cual hace de la informalidad un eufemismo de pobreza), sino el hecho de que ésta implica actividades donde el Estado no interviene, o donde su intervención es débil y difusa. Las actividades informales fracasan en adherir a regulaciones institucionales, y les es negada, o tienen acceso limitado a, la protección (Feige, 1990: 999).

En lugar del dualismo estructural o de la ineficacia del Estado bienestar, la *perspectiva de la regulación* explica la causa de la informalidad en dos versiones. La primera entiende la informalidad como una estrategia económica que evita las regulaciones formales para incrementar eficiencia y productividad en un nuevo orden económico caracterizado por la internacionalización del capital y la especialización flexible (Castells y Portes, 1989; Portes y Sassen, 1987).¹⁰ La segunda versión de la perspectiva de la regulación culpa al Estado de ser la causa principal de la informalidad. Son las regulaciones discriminatorias, gran burocracia, tarifas, y sobornos del Estado lo que impide a los informales conseguir derechos de propiedad y regularizar su 'espíritu empresarial' (de Soto, 1990; Main, 1989; Bromley, 1994). Bajo esta perspectiva, los informales son víctimas del *apartheid* legal y económico (de Soto, 1990: XIV-XI) implementado por Estados depredadores interesados en el lucro o en defender los intereses de la elite económica.

Bajo las perspectivas de la regulación, la mejor forma de medir la informalidad es la ausencia de contrato laboral y de seguridad social de los empleados (Portes et al., 1989). En términos prácticos, sin embargo, es extremadamente difícil operacionalizar esta definición, porque implicaría medir algo que consti-

¹⁰ Bajo esta versión, la informalidad incluye, pero no se reduce a, 'actividades de sobrevivencia' de producción de subsistencia directa o comercialización de escala simple (destacado por la perspectiva de la OIT). También incluye «explotación por dependencia», en la forma de subcontratación y la contratación irregular tanto en empresas formales como estrategias de reducción de costos, como también en un pequeño número de empresas pequeñas exitosamente orientadas a la acumulación de capital, las cuales toman ventaja de las redes de sociabilidad y del salto de las regulaciones formales para lograr mayor flexibilidad y menores costos (Portes et al., 1989).

tuye ilegalidad sancionable (Portes, 1994). En virtud de que las dos definiciones de informalidad —de la OIT basada en tamaño de la empresa y categoría ocupacional y de regulación— se superponen para una porción sustancial de empleados en América Latina, la definición de la OIT se ha convertido en el estándar, incluso para la ‘perspectiva de la regulación’ (Portes and Hoffman 2002; Portes and Haller 2002, Tabla 1). Por lo tanto, este análisis usará la definición de la OIT.

SECTOR PÚBLICO VERSUS PRIVADO

La segunda fuente potencial de diferencias de clase entre empleados chilenos es la distinción entre empleados *públicos* y *privados*. El tamaño del sector público declinó bruscamente en Chile durante el régimen militar. De un 14 por ciento del total de la población laboral en 1973, descendió a 8 por ciento en 1985 para mantenerse constante desde entonces (Velasquez, 1990; Schkolnick, 2000). Esto no es una particularidad chilena. De hecho, la disminución del empleo público en Chile anticipó una tendencia latinoamericana desde los 1980s, a consecuencia de las políticas de ‘ajuste estructural’ implementadas en la región (Canak, 1989; Portes y Hoffman, 2002), y una tendencia más incipiente de los países de la OECD (OECD 1995). No sólo el tamaño, sino también los ingresos, beneficios y estatus asociado con el servicio público, pueden haber declinado significativamente (O’ Donnell, 1993).

La distinción entre sectores público y privado es una fuente potencial de diferenciación de clase no sólo porque implica diferencias en los retornos económicos, sino también porque tales sectores se diferencian en términos de nivel de estabilidad y seguridad, determinantes del salario y sistemas de incentivos y de progreso en la carrera laboral (Esping-Andersen, 1999; León y Martínez, 1998). Las diferencias público-privadas pueden otorgar espacio para la existencia de patrones de movilidad intergeneracional divergentes entre empleados de ambos sectores, incluso si tienen el mismo título ocupacional y nivel de calificación, y estas diferencias pueden haberse modificado significativamente durante el decline del empleo público.

EVALUACIÓN DE DISTINCIONES SECTORIALES COMO FUENTE DE DIFERENCIAS DE CLASE EN CHILE

Esta sección examina empíricamente si las distinciones entre empleados formales e informales, y entre empleados públicos y privados, constituyen fuentes relevantes de diferenciación de clase en Chile. Para ello, se utiliza la siguiente estrategia. Primero, se examina si la pertenencia sectorial se traduce en diferentes niveles de ingreso individual, controlando por el capital humano y otras características individuales. Las diferencias en niveles de ingresos indicarán una fuente de segmentación estructural en el mercado laboral chileno, y sugerirá la existencia de barreras estructurales que pueden traducirse en patrones de movilidad diferentes, y por lo tanto en distinciones de clase. Para confirmar esta hipótesis, si existe segmentación entre los sectores formal/informal y público/privado, se usará el criterio de homogeneidad de Goodman para determinar si

estas divisiones sectoriales entre empleados llevan a patrones de movilidad intergeneracional diferentes, introduciendo una fuente adicional de diferenciación de clase en Chile.

Para comprobar si la pertenencia sectorial es fuente de diferencias en retornos económicos se estiman ecuaciones mincerianas de determinación de ingreso laboral de hombres chilenos que trabajan al menos diez horas a la semana, usando la encuesta CASEN 2000. El modelo básico se especifica como sigue. La variable dependiente corresponde al logaritmo de los ingresos mensuales laborales por hora. Las variables explicativas incluyen dos medidas estándar de capital humano, esto es, años de escolaridad, y años de experiencia potencial (edad-años de escolaridad- 6), así como el cuadrado de la experiencia laboral, que capturará una disminución de los retornos a la experiencia. Sobre la base del argumento de diferenciales de compensación, se incluye un control por horas mensuales trabajadas. Se espera que el término sea negativo si el incremento marginal de horas es remunerado a una tasa menor, y positivo si trabajar menos horas refleja subempleo.

Este modelo minceriano asume que la tasa de retorno a la educación es la misma para todos los niveles de escolaridad. Existe abundante evidencia de que la educación terciaria entrega retornos dramáticamente más altos que los niveles más básicos, lo cual explica una gran parte de la alta desigualdad del país (Beyer, 2000; Contreras, 2002). Por ello, se sustituye el total de años de escolaridad por tres variables: años de escolaridad primaria, años de escolaridad secundaria y años de escolaridad terciaria.

El modelo minceriano asume que el mercado de trabajo es homogéneo y competitivo (al menos para ocupaciones que están al mismo nivel de calificación), que la movilidad no tiene restricciones en el largo plazo, que los individuos tienen información completa, y que los retornos son sólo función de la productividad marginal individual, determinada por la inversión en capital humano. Las aproximaciones estructuralistas han cuestionado estos supuestos, mostrando que el mercado laboral es heterogéneo y compuesto por distintos sectores que se distinguen por barreras estructurales y regulaciones institucionales, (Kalleberg y Berg, 1987; Farkas, England y Barton, 1988). La perspectiva estructuralista argumenta que la movilidad a través de sectores es restringida, y que los retornos no están homogéneamente determinados por el capital humano. Esta perspectiva entrega la racionalidad teórica para testear la segmentación de la economía chilena entre los sectores formal e informal, y público y privado.¹¹ Para evaluar la relevancia de la diferenciación sectorial, el modelo incorpora una variable dummy para el sector informal. Asimismo, en un modelo distinto, se incorporará una *dummy* para el sector público.

Las distinciones entre sectores formal/informal y público/privado no son las

¹¹ La investigación empírica previa sobre segmentación del mercado laboral en Chile es escasa. Los pocos intentos tienden a sostener la tesis del dualismo, pero resultan inconclusivas sobre sus fuentes (Basch y Paredes, 1996; Paredes, Romaguera y Uthoff, 1987; pero véase Corbo y Stelcner, 1983, para resultados que rechazan el dualismo).

únicas fuentes de segmentación laboral. Las diferencias regionales en términos de costos de vida, composición industrial, pobreza y desigualdad sugieren la posibilidad de diferentes retornos al capital humano entre regiones (Escobar y Meller, 1996; Vial, 1997). Por ello se incluyen controles regionales. Segundo, como enfatiza la investigación Estadounidense de dualismo estructural, la segmentación puede existir también a nivel industrial. Esta distinción ha sido formulada como una simple dicotomía entre los sectores industriales del «centro» y la «periferia» (Bluestone et al., 1973; Bibb y Form, 1977; Hodson, 1978; Beck, Horan y Tolbert, 1978; Tolbert, Horan y Beck, 1980). Se incluye entonces un indicador codificado 1 si el empleado trabaja en el centro industrial, y 0 si se ubica en la periferia.¹² El objetivo de incorporar fuentes de segmentación industrial y regional es obtener un efecto de la distinción formal-informal y público-privado que no esté contaminado por otras fuentes alternativas de segmentación estructural.

Como una introducción al análisis multivariado, se comparan los indicadores de bienestar económico y capital humano entre los sectores informal y formal, y entre los sectores público y privado. Como las columnas 1 y 2 de la tabla 5 indican, hay grandes diferencias entre el sector informal y el formal. Los trabajadores informales ganan, en promedio, menos de la mitad del salario del sector formal, tienen al menos el doble de probabilidad de ser pobres, y tienen una menor probabilidad de tener un contrato laboral y seguridad social. Estos traba-

Tabla 5. Características de la fuerza laboral a través de sectores, empleados chilenos hombres, año 2000

| | Sector Formal-Informal | | Sector Público-Privado | |
|-------------------------------------|------------------------|-------------|------------------------|------------|
| | 1. Formal | 2. Informal | 3. Público | 4. Privado |
| Ingresos mensuales (pesos chilenos) | \$ 285.608 | \$ 124.880 | \$ 379.940 | \$ 243.386 |
| Bajo la línea de pobreza* | 0,14 | 0,25 | 0,08 | 0,19 |
| Contrato laboral | 0,83 | 0,49 | 0,91 | 0,77 |
| Seguridad social | 0,83 | 0,47 | 0,92 | 0,74 |
| Años de escolaridad | 11 | 8,4 | 12,6 | 10,3 |
| Enseñanza Media completa | 0,59 | 0,32 | 0,75 | 0,51 |
| Título universitario | 0,18 | 0,03 | 0,37 | 0,13 |
| Años de experiencia | 20,7 | 23,8 | 22,9 | 21 |
| Centro | 0,61 | 0,31 | 0,94 | 0,50 |
| Proporción del total de empleados | 84,5% | 15,5% | 13,7% | 86,3% |

Nota: Todas las diferencias son significativas a un nivel de .001. Fuente: Encuesta CASEN 2000.

* Medida a nivel de hogar

¹² Uso la distinción entre centro y periferia propuesta por Beck et al., (1978). Existen clasificaciones alternativas (Bibb y Form, 1977; Hodson, 1978), pero las diferencias entre ellas son mínimas. De hecho, yo testeé el modelo con cada una de ellas y encontré que los resultados eran robustos para la distinción centro-periferia.

Tabla 6. Regresión de los ingresos en el mercado laboral (log) en variables de capital humano y mercado laboral. Empleados chilenos hombres que trabajan al menos 10 horas al mes, año 2000

| | Modelo 1 Sector Informal ¹ | Modelo 2 Sector Público |
|---|---------------------------------------|-------------------------|
| Variables de Capital Humano: | | |
| Años de Escolaridad, Primaria | 0,037*** (0,003) | 0,038*** (0,003) |
| Años de Escolaridad, Secundaria | 0,101*** (0,004) | 0,105*** (0,004) |
| Años de Escolaridad, Terciaria | 0,214*** (0,005) | 0,218*** (0,005) |
| Experiencia | 0,034*** (0,001) | 0,034*** (0,001) |
| Experiencia ² | - 0,0004*** (0,000) | - 0,0004*** (0,000) |
| Horas trabajadas/ mes | - 0,004*** (0,000) | - 0,004*** (0,000) |
| Variables de Mercado Laboral: | | |
| Región II ¹ (Norte) | 0,408*** (0,053) | 0,423*** (0,054) |
| Región III | 0,157** (0,048) | 0,287*** (0,049) |
| Región IV | - 0,051 (0,044) | - 0,038 (0,044) |
| Región V | - 0,007 (0,043) | 0,000 (0,044) |
| Región VI | - 0,010 (0,041) | - 0,021 (0,042) |
| Región VII | 0,002 (0,043) | 0,003 (0,044) |
| Región VIII | - 0,034 (0,040) | - 0,031 (0,041) |
| Región IX | - 0,032 (0,043) | - 0,043 (0,044) |
| Región X | 0,055 (0,042) | 0,052 (0,042) |
| Región XI | 0,277*** (0,052) | 0,265*** (0,053) |
| Región XII (Sur) S | 0,470*** (0,103) | 0,473*** (0,104) |
| Región XIII (Santiago) | 0,152*** (0,039) | 0,166*** (0,040) |
| Centro (1= sector industrial centro) | 0,075*** (0,013) | 0,095*** (0,013) |
| Informal (1= sector informal) | - 0,231*** (0,013) | |
| Público (1= sector público) | | 0,001 (0,019) |
| Constante | 6,088*** (0,057) | 6,244*** (0,057) |
| R ² | 0,52 | 0,51 |
| N | 33.563 | 33.563 |
| ¹ Variable regional excluida=Región 1 (extremo Norte) | | |
| *p<.05, **P<.01, ***p<.001. Error estándar entre paréntesis. Fuente: Encuesta CASEN 2000. | | |

jadores tienen menores niveles de escolaridad y tienen una más alta representación en la periferia industrial. Las columnas 3-4 de la tabla 5 muestran las diferencias entre empleados públicos y privados, evidenciando importantes ventajas para el sector público. Los empleados públicos ganan, en promedio, cincuenta por ciento más que los empleados privados, tienen menos probabilidad de ser pobres, tienen logros educacionales más altos y se concentran en el centro industrial.

Las marcadas diferencias en bienestar económico entre sectores pueden, sin embargo, deberse a disparidades individuales en capital humano y otros atributos individuales de los trabajadores en distintos sectores. La tabla 6 presenta un análisis multivariado para evaluar esta hipótesis. Los resultados del análisis de los efectos de la distinción sectorial formal-informal se reportan en el modelo 1 de la tabla 6.

ANÁLISIS EMPÍRICO: SEGMENTACIÓN FORMAL/INFORMAL

El modelo 1 indica que todas las variables de capital humano son significativas y tienen el signo esperado. Los retornos de la educación varían significativamente a través de los niveles (test $F = 463.9$ $p < .001$). La tasa de retorno de un año adicional de escolaridad es 4% para el nivel de primaria, aumentando a 10% para el nivel de secundaria, y a 21% a nivel terciario. Los retornos del mercado laboral aumentan con la experiencia laboral, pero a una tasa decreciente. El coeficiente negativo en las horas mensuales trabajadas sugiere la disminución de los retornos del incremento marginal en horas trabajadas. El análisis también revela que la pertenencia a la periferia industrial se asocia con menores ingresos del mercado laboral.

El foco de este análisis es si los retornos de aquellos que se encuentran en el sector informal son menores, dados similares de capital humano observado. La respuesta es afirmativa: la pertenencia al sector informal se asocia con menores ingresos. Por ejemplo, el modelo predice que un empleado formal 'promedio',¹³ verá reducidos sus ingresos en un 21 por ciento (de \$ 202,644 a \$ 160,846 pesos al mes) si se trasladara al sector informal, manteniendo intactas todas sus características de capital humano.¹⁴ Así, este análisis sugiere que la distinción informal/formal es una importante fuente de segmentación del mercado laboral entre empleados chilenos, pudiendo constituir una fuente de diferenciación de clase.

SEGMENTACIÓN PÚBLICO/PRIVADA

La disminución en los ingresos y el estatus del sector público como consecuencia de la reducción del Estado en las décadas de 1970 y 1980, sugiere que el empleo público fue una fuente de mejores oportunidades de vida antes de las transformaciones de mercado, pero no lo es en el presente. Por lo tanto, no se esperan diferencias en ingreso favorables al sector público. La relación bivariada en la tabla 5 mostró que los empleados públicos tienen, en promedio, ingresos significativamente más altos. Sin embargo, esta diferencia puede ser totalmente explicada por su mayor capital humano. El modelo 2 de la tabla 6 muestra que este es efectivamente el caso. Después de controlar por atributos individuales, la diferencia entre el sector público y el privado desaparece. Según se esperaba, ser un empleado público en Chile hoy no hace diferencia en términos de retornos del mercado de trabajo. Desafortunadamente, no se puede evaluar diferencias

¹³ Con todos los predictores constantes en su media.

¹⁴ Esto supone que los retornos en capital humano son homogéneos a través de los sectores.

para la generación anterior, en la que el empleo público puede haberse asociado a beneficios económicos.

En conclusión, el análisis muestra grandes diferencias en ingreso entre sectores formal-informal, la cual no es atribuible a atributos de capital humano individual.¹⁵

INCORPORACIÓN DE LA DISTINCIÓN FORMAL/INFORMAL AL ESQUEMA CHILENO DE CLASES

Para evaluar si la distinción estructural entre sectores formal e informal es fuente de diferenciación de clases entre los empleados Chilenos, se divide internamente cada una de las clases de empleados entre sector informal y formal. Luego se examina si dichos estratos subdivididos son colapsables bajo el 'criterio de homogeneidad' de Goodman, es decir si tienen patrones de movilidad intergeneracional similares. Los resultados del test de homogeneidad de Goodman son presentados en la tabla 7. En este análisis, la hipótesis nula es que las diferencias de clase en Chile no son significativamente diferentes respecto del mundo industrializado; por lo tanto, la distinción entre el sector formal y el informal, y entre el sector público y el privado de cada clase no está asociada con diferentes patrones de movilidad.

Tabla 7. Criterio de homogeneidad de Goodman para colapsar los sectores formal e informal entre empleados chilenos

| Colapsabilidad de los sectores formal e informal de cada clase de empleados | | | | | | |
|---|---------|---------|---------|---------------------|------|---------|
| Clase | Tabla 1 | Tabla 2 | Tabla 3 | Sum. L ² | g.l. | Valor p |
| No manual calificado | 18,13 | 19,72 | 0,16 | 38,01 | 25 | 0,05 |
| No manual no calificado | 4,67 | 9,14 | 1,3 | 15,11 | 25 | 0,94 |
| Supervisores manuales | 16,73 | 9,19 | 4,9 | 30,82 | 25 | 0,20 |
| Manual calificado | 14,52 | 11,44 | 2,9 | 28,86 | 25 | 0,27 |
| Manual no calificado | 8,39 | 11,19 | 1,5 | 21,08 | 25 | 0,69 |

La tabla 7 muestra que los sectores formal e informal de todas las clases pueden ser colapsados a un nivel de significancia estadística de $< .05$. En otras palabras, la distinción formal-informal no es una fuente de diferencias en patro-

¹⁵Vale enfatizar que el modelo no incluye determinantes no observados de ingresos, entre ellos, habilidad y calidad de la escuela (Griliches, 1977; Behrman y Birdsall, 1983). La omisión de estas variables puede sesgar la medición del efecto de las variables de capital humano incluidas. A priori, la dirección del sesgo es desconocida (Glewwe, 1996). El cálculo promedio del 'sesgo de habilidad' usando datos de tests de inteligencia ha sido cercano al 8%. Sin embargo, estudios más recientes en gemelos sugieren que el sesgo en la estimación de la tasa de retorno es menor: sólo alrededor de un 3% (Berndt, 1991). Otra fuente posible de sesgo es la endogeneidad de la escolaridad y los ingresos. Estudios empíricos para el caso chileno han mostrado que éste es pequeño y que no afecta la estimación de los parámetros (Rodríguez, 2000).

nes de movilidad intergeneracional, a pesar del hecho de que la división es una fuente de diferencias sustantivas en retornos económicos. Los resultados sugieren que las barreras entre sectores formal-informal son altamente permeables en términos de movilidad intergeneracional, y que ellas no son la fuente de ventajas o desventajas intergeneracionalmente transmisibles. Este análisis confirma la validez del esquema chileno de 9 clases derivado empíricamente.

Análisis de la movilidad en Chile usando el esquema de clases chileno

Una vez obtenido un esquema de clases que captura adecuadamente las principales fuentes de diferenciación en la sociedad Chilena, la pregunta central es por el patrón de movilidad intergeneracional usando este esquema. Análisis anteriores usando el esquema CASMIN tradicional (Torche y Wormald, 2004; Torche, 2005) encuentran que la movilidad chilena se caracteriza por una enorme barrera a la movilidad ascendente y descendente entre los profesionales y el resto de la población, pero gran fluidez y débiles barreras sectoriales entre los sectores bajo y medio bajo. Cambian estos hallazgos al usar un esquema de clases adecuado para la sociedad chilena?

Para medir la movilidad se usa un modelo de niveles o topológico, en el que las celdas de la tabla de clasificación cruzada entre origen y destino se divide distintos niveles de asociación (Hauser, 1978, 1979). El modelo de niveles ajusta bien los datos ($L^2 = 20,64$, g.l. = 58, $p = 1$, BIC = $-234,2$, asociación explicada bajo interdependencia = 97,6%).

El panel 1 de la tabla 8 presenta los parámetros de nivel, indicando la asociación entre diferentes clases de origen y destino. Los parámetros de cada nivel se reportan en el panel 2 de la tabla 8. Los parámetros se clasifican desde 1 —celdas en la tabla con la más alta asociación, es decir, con la mayor afinidad entre clase de origen y clase de destino— y 7 —celdas con la más baja asociación o la mayor desafinidad entre los pares de clases de origen y destino incluidos.

Los patrones de asociación descritos por el modelo de niveles reproducen estrechamente las características del régimen chileno de movilidad detectado con el esquema de clase CASMIN (Torche y Wormald 2004, Torche 2005). Las oportunidades de movilidad entre las clases están fuertemente determinadas por su distancia de estatus (ver gráfico 1), mientras las barreras sectoriales entre las clases de independientes y empleados, y entre sectores no manual, manual y agrícola tienen una consecuencia menor. Varias características del modelo de niveles estimado sirve para ilustrar este resultado. Por ejemplo, la distancia de estatus entre profesionales y trabajadores no manuales de bajo nivel es más amplia que la distancia obtenida usando el esquema de clase CASMIN. Consecuentemente, la asociación entre estas dos clases es significativamente menor (comparable a la asociación con la clase de calificados manuales, como indica el valor 6 del parámetro de nivel), a pesar del hecho de que ambos pertenecen al sector no-manual. Segundo, es importante notar que el nivel de afinidad entre profesionales, por un lado, y trabajadores manuales no calificados y agrícolas, por el

Tabla 8. Panel 1. Representación gráfica del modelo topológico para la tabla de movilidad intergeneracional chilena usando el esquema 'chileno' de clase

| | Profesional | No manual calificado | Empleador | No manual no calificado | Independiente | Supervisor manual | Manual calificado | Manual no calificado | Agrícola |
|----------------------------|-------------|----------------------|-----------|-------------------------|---------------|-------------------|-------------------|----------------------|----------|
| 1. Profesional | 1 | 3 | 2 | 6 | 5 | 5 | 6 | 7 | 7 |
| 2. No manual calificado | 1 | 2 | 3 | 4 | 4 | 5 | 5 | 6 | 6 |
| 4. Empleador | 3 | 3 | 1 | 4 | 4 | 3 | 4 | 5 | 4 |
| 3. No manual no calificado | 5 | 3 | 5 | 2 | 3 | 3 | 4 | 3 | 4 |
| 5. Independiente | 4 | 3 | 4 | 3 | 2 | 3 | 4 | 5 | 4 |
| 6. Supervisor manual | 4 | 3 | 4 | 3 | 4 | 2 | 3 | 5 | 6 |
| 7. Manual calificado | 5 | 4 | 4 | 3 | 3 | 5 | 3 | 3 | 4 |
| 8. Manual no calificado | 6 | 4 | 4 | 3 | 4 | 5 | 3 | 2 | 4 |
| 9. Agrícola | 6 | 5 | 4 | 3 | 3 | 4 | 4 | 2 | 1 |

Tabla 8. Panel 2. Parámetros estimados del modelo topológico

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|-------|---|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Nivel | 0 | -0.63 (0.10) | -1.04 (0.09) | -1.31 (0.09) | -1.71 (0.10) | -2.43 (0.14) | -3.18 (0.42) |

Nota: Se utilizó una normalización de tipo *dummy*. Error estándar entre paréntesis.

otro, es el mismo (tal como lo indica el valor 7 del parámetro de nivel). Esta gran desafinidad es consistente con el ranking de estatus similar de la clase manual no calificada y agrícola, a pesar las diferencias sectorial entre ellas. Un tercer ejemplo se encuentra en el alto nivel de fluidez entre clases en el medio de la jerarquía de estatus, las cuales muestran un puntaje de estatus muy similar —independientes, no manuales no calificados y supervisores manuales— a pesar de las barreras sectoriales entre ellas.

El análisis destaca también la asimetría en la movilidad de distancia larga de la clase profesional. La barrera que previene la movilidad descendente desde la clase profesional hacia las clases inferiores (trabajadores agrícolas, manual y no manual no calificadas) es mucho más grande que la barrera que previene la movilidad ascendente de distancia larga desde estas clases. Es decir, es mucho más fácil para los chilenos ubicados en las posiciones inferiores de la jerarquía de estatus moverse hacia arriba, que para aquellos que ocupan las posiciones más altas moverse hacia abajo. Pertenecer a la elite en Chile aparece como un efectivo seguro intergeneracional que previene la pérdida de estatus.

En suma, el análisis que surge de la utilización de un esquema chileno de

clase teóricamente fundado y empíricamente validado perfila con mayor precisión los resultados obtenidos con la clasificación CASMIN y confirma que el régimen chileno de fluidez está dirigido por la distancia de estatus socioeconómico entre clases.

Conclusiones

Este artículo construye empíricamente un esquema de clase para Chile y analiza el régimen de movilidad intergeneracional en Chile usando este esquema. El esquema se basa en la noción weberiana de clases: grupos que comparten recursos de mercado como determinantes de sus oportunidades de vida, doblemente entendidas como niveles de bienestar económico y patrones de movilidad.

En análisis revela que la estructura chilena de clase no está marcada por diferencias estructurales del el mercado laboral chileno, tales como la distinción entre sectores formal-informal, y público-privado. Aunque la distinción formal-informal afecta fuertemente los ingresos del mercado de trabajo para personas con similar capital humano, no constituye una fuente de patrones de movilidad intergeneracional diferentes.

Cuando el esquema chileno de clases se usa para medir la movilidad intergeneracional, no se detectan diferencias significativas respecto del esquema CASMIN. De hecho, el análisis define con mayor precisión tres resultados previos obtenidos en base a la clasificación CASMIN. Primero, el régimen chileno de movilidad es esencialmente dirigido por la distancia jerárquica entre clases. Segundo, las barreras sectoriales sectoriales --entre los sectores independiente y empleado, y entre no manual, manual y agrícola— son secundarios. Tercero, hay una alta clausura de la elite, especialmente en lo que refiera a la movilidad descendente de distancia larga.

A pesar de estar diseñado para el mundo industrializado, y de basarse en una vaga distinción entre 'relaciones de empleo' el esquema CASMIN tiene alta aplicabilidad para el caso Chileno. Aparentemente, la estructura de clase en Chile no es significativamente diferente a las del mundo industrializado, a pesar de las diferencias en la composición y la regulación institucional del mercado laboral. La aplicabilidad del esquema CASMIN a otros países Latinoamericanos y en desarrollo es una pregunta empírica que se beneficiaría con un análisis empírico similar al presentado en este artículo.

Referencias

- Arum, R. and W. Muller. 2004. *The Return of Self-Employment: A Cross-National Study of Self-Employment and Social Inequality*. Princeton: Princeton U. Press.
- Basch M. and Paredes, R. (1996) «Are there Dual Markets in Chile? Empirical Evidence». *Journal of Development Economics* 50(2):297-312.
- Beck, E.M., P. Horan, Ch. Tolbert (1978) «Stratification in a Dual Economy: A Sectoral Model of Earnings Determination» *American Sociological Review* 43 (5): 704-720.
- Behrman, J. and N. Birdsall (1983) «The Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading» *American Economic Review* 73(5):926-946.

- Berndt, E. (1991) *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Boston Mass: Addison-Wesley.
- Beyer, H. (2000) «Educación y Desigualdad de Ingresos: Hacia una Nueva Mirada» (Education and Earnings Inequality: Towards a New Approach). *Estudios Públicos* 77.
- Bibb, R. and W. Form (1977) «The Effect of Industrial, Occupational and Sex Stratification on Wages in Blue Collar Markers» *Social Forces* 55: 974-996.
- Bluestone, B., W. Murphy, and M. Stevenson (1973) *Low Wages and the Working Poor*. Ann Arbor: Institute of Labor and Industrial Relations, University of Michigan.
- Breen, R. 2005. «Foundations of a neo-Weberian class Analysis» in E.O. Wright ed. *Approaches to Class Analysis*. Cambridge: Cambridge U. Press.
- Breen, R. y D. Rottman. (1995). «Class Analysis and Class Theory» *Sociology* 29(3): 453-473.
- Breiger, R. (1981) «The Social Class Structure of Occupational Mobility» *American Journal of Sociology* 87 (3): 578-611.
- Bromley, R. (1994) «Informality, de Soto Style: From Concept to Policy» in Rakowski, C. ed. *Contrapunto. The Informal Sector Debate in Latin America*. Albany: State University of New York Press.
- Canak, W. (1989) «Debt, Austerity and Latin America in the New International Division of Labor» pp. 9-30 in Canak, W. ed. *Lost Promises, Debt, Austerity and Development in Latin America*. Boulder CO: Westview Press.
- Castells, M. (1974) *La Lucha de Clases en Chile* Buenos Aires: Siglo Veintiuno.
- Castells, M. and A. Portes (1989) «World Underneath: The Origins, Dynamics, and Effects of the Informal Economy» pp. 11-40 in Portes, A., M. Castells y L. Benton eds. *The Informal Economy: Studies in Advanced and Less Developed Countries*. Baltimore MD: The Johns Hopkins University Press.
- Contreras, D. (2002) «Explaining Wage Inequality in Chile: Does Education Really Matter?» Santiago: Department of Economics, Universidad de Chile.
- Corbo, V. and M. Stelcner (1983) «Earnings Determination and Labour Markets: Gran Santiago, Chile» *Journal of Development Economics* 12 (1): 251-266.
- De Oliveira, O. and B. Roberts (1994) «The Many Roles of the Informal Sector in Development: Evidence from Urban Labor Market Research, 1940-1989» in Rakowski, C. ed. *Contrapunto. The Informal Sector Debate in Latin America*. Albany: State University of New York Press.
- De Soto, H. (1990) *The Other Path. The Invisible Revolution in the Third World*. New York: Harper & Row.
- Duncan, O.D. (1975) «Partitioning Polytomous Variables in Multiway Contingency Analysis» *Social Science Research* 4: 167-82.
- Erikson, R. and J. Goldthorpe (1992) «The CASMIN Project and the American Dream» *European Sociological Review* 8 (3): 283-305.
- Escobar, B. and P. Meller (1996) «Efecto Regional del Modelo Exportador: Evolución del Diferencial Salarial entre Regiones y Santiago» (Regional Effects of the Export Model: Trends in Wage Differentials between Santiago and Regions) in Meller, P. ed. *El Modelo Exportador Chileno. Crecimiento y Equidad*. Santiago: Cieplan.
- Esping-Andersen, G. (1999) *Social Foundations of Postindustrial Economies*. New York: Oxford U. Press.
- Evans, G. (1992) «Testing the Validity of the Goldthorpe Class Schema» *European Sociological Review* 8 (3): 211-232.
- Evans, G. and C. Mills (1998) «Identifying Class Structure: A Latent Class Analysis of the Criterion-Related and Construct Validity of the Goldthorpe's Class Schema» *European Sociological Review* 14: 1, pp. 87-106.

- Farkas, G., P. England and M. Barton (1988) «Structural Effects on Wages. Sociological and Economic Views» in Farkas, G. and P. England eds. *Industries, Firms and Jobs*. New York: Plenum.
- Feige (1990) «Defining and Estimating Underground and Informal Economies: The New Institutional Economic Approach» *World Development* 18 (7): 989-1002.
- Ganzeboom, H. R. Luijkx and D. Treiman (1989) «Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective» *Research in Social Stratification and Mobility* Vol. 8. Greenwich Conn: JAI Press.
- Ganzeboom, H., and D. Treiman. (1996) «Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations». *Social Science Research* 25: 201-239.
- Giddens, A (1973) *The Class Structure of the Advanced Societies*. New York: Harper and Row.
- Glewwe, P. (1996) «The Relevance of Standard Estimates of Rates of Return to Schooling for Education Policy: A Critical Assessment» *Journal of Development Economics* 51 (2) 267-290.
- Goldthorpe, J. and K. Hope (1974) *The Social Grading of Occupations: A New Approach and Scale*. Oxford: Clarendon Press.
- Goldthorpe, J. (with C. Llewellyn and C. Payne) (1987) *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Second Edition. Oxford: Clarendon Press.
- Goldthorpe, J. and A. Heath (1992) «Revisited Class Schema 1992» JUSST Working Paper 13. Nuffield College and SCPR, Oxford.
- Goldthorpe, J. and G. Marshall (1992) «The Promising Future of Class Analysis» *Sociology* 26 (3): 381-400.
- Goodman, L. (1973) «Causal Analysis of Data from Panel Studies and Other Kinds of Surveys» *American Journal of Sociology* 78: 173-229.
- . (1979) «A Brief Guide to the Causal Analysis of Data from Surveys» *American Journal of Sociology* 84 (5): 1078-1095.
- . (1981) «Criteria for Determining Whether Certain Categories in a Cross-Classification Table Should be Combined» *American Journal of Sociology* 87: 612-650.
- Griliches, Z. (1977) «Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems» *Econometrica* 45(1): 1-22.
- Hamuy, E. (1961) *Stratification and Mobility in a Latin American City: Santiago, Chile, 1961*. Computer File. ICPSR Study Number 07051 Ann Arbor, MI: Inter-University Consortium for Political and Social Research.
- Hauser, R. (1978) «A Structural Model of the Mobility Table» *Social Forces* 56 (3): 919-953.
- . (1979) «Some Exploratory Methods for Modeling Mobility Tables and Other Cross-Classified Data» In K. F. Schuessler (Ed.), *Sociological Methodology 1980*, San Francisco: Jossey-Bass.
- Hodson, R. and R. Kaufman (1982) «Economic Dualism: A Critical Review» *American Sociological Review* 47 (6): 727-739.
- Hofman, A. (2000) *The Economic Development of Latin America in the Twentieth Century*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Hout, M. (1983) *Mobility Tables*. Beverly Hills CA: Sage.
- . (1989) *Following in Father's Footsteps*. Cambridge, Mass: Harvard U. Press.
- Infante, R. and E. Klein (1995) «The Latin American Labor Market 1950-1990» in Dietz, J. ed. *Latin America's Economic Development: Confronting Crisis*. Boulder CO: Lynne Rienner.
- Kalleberg, A. and I. Berg (1987) *Work and Industry. Structures, Markets and Processes*. New York: Plenum.

- Leon, A. and J. Martinez (2000) «Social Stratification in Chile at the Close of the 20th Century» in Toloza, C. and E. Lahera eds. *Chile in the Nineties*. Santiago: Dolmen.
- Main, J. (1989) «An Interview with Hernando de Soto» and «The Informal Route to Prosperity» *International Health and Development* 1(1): 10-17.
- Mezzerá (2000) «Indicadores del Mercado del Trabajo» (Labor Market Indicators) Presented at the Conference Medición del Mercado Laboral MECOVI. Buenos Aires, November.
- Núñez, J. y C. Risco (2004). «Movilidad Intergeneracional del Ingreso en un País en Desarrollo: El Caso de Chile» Documento de Trabajo N. 210, Depto. de Economía U. de Chile.
- O'Donnell, G. (1993) «On the State, Democratization and Some Conceptual Problems: A Latin-American View with Glances at Some Post-Communist Countries» *World Development* 21 (8): 1355-1369.
- OECD Organization of Economic Cooperation and Development (1995) *Trends in Public Sector Pay in OECD Countries*. Paris: OECD.
- . (2001) «Highlights of Public Sector Pay and Employment Trends». PUMA/HRM (2001)11 Paris: OECD.
- Pahl, R. (1993) «Does Class Analysis Without Class Theory Have a Promising Future? A Reply to Gordon and Marshall» *Sociology* 27 (2): 253-258.
- Paredes, R., P. Romaguera and A. Uthoff (1987) «Modelos de Capital Humano y Segmentación: Test y Nueva Evidencia» (Human Capital Models and Segmentation: Test and New Evidence) *Estudios de Economía* 14 (2): 335-371.
- Peattie, L. (1980) «Anthropological Perspectives on the Concepts of Dualism, Informal Sector and Marginality in Developing Urban Economies» *International Regional Science*. 5: 1-13.
- Portes, A. (1994) «The Informal Economy and its Paradoxes» in Smelser N. and R. Swedberg eds. *The Handbook of Economic Sociology*. Princeton NJ: Princeton University Press and NY: Russell Sage Foundation.
- Portes, A. M. Castells and L. Benton (1989) «The Policy Implications of Informality» pp. 298-311 in Portes, Castells and Benton eds. *The Informal Economy: Studies in Advanced and Less Developed Countries*. Baltimore MD: The Johns Hopkins University Press.
- Portes, A. and K. Hoffman (2002) «Latin American Class Structures: Their Composition and Change During the Neoliberal Era». *Latin-American Research Review* 38 (1): 41-82.
- Portes, A. and S. Sassen (1987) «Making it Underground: Comparative Material on the Informal Sector in Western Market Economies» *American Journal of Sociology* 93 (1): 30-61.
- Portes, A. and W. Haller (2002) «The Informal Economy». Working Paper 03-05, Center for Migration and Development, Princeton University.
- Powers, D. and Xie, Y. (2000) *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego: Academic Press.
- Raczynski, D. (1970) *Occupational Mobility and Occupational Achievement in Santiago de Chile*. Ph.D. Dissertation University of California, Los Angeles.
- . (1994) «Social Policies in Chile. Origin, Transformation, and Perspectives» Democracy and Social Policy Series. Working Paper # 4. Notre Dame, Indiana: Kellogg Institute for International Studies, University of Notre Dame.
- Raftery, A. (1986) «Choosing Models for Cross-Classifications (Comment on Grusky and Hauser)» *American Sociological Review* 51 (1): 145-46.
- . (1995) «Bayesian Model Selection in Social Research» In P. Marsden ed. *Sociological Methodology*. Washington D.C.: The American Sociological Association.

- Roberts, B. (2002) «Social Inequalities without Class Cleavages in Latin America's Neoliberal Era» *Studies in Comparative International Development* 36:3-33.
- Rodriguez, C. (2000) «Education, Family Background and Earnings in Chile 1996» Unpublished Manuscript. Faculty of Economics and Politics. University of Cambridge.
- Rose, D. (1993) Review of *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, by Robert Erikson and John Goldthorpe. ESRC Data Archive Bulletin. 54: 31-34.
- Rose, D and K. O'Reilly (1997) *Constructing Classes: Towards a New Social Classification for the U.K.* London: Economic and Social Research Council and Office for National Statistics.
- Schkolnik, M. (2000) «Impacto de la Globalización en la Estratificación Social Chilena» (The Impact of Globalization on Chilean Social Stratification) Mimeo. Santiago: ILO.
- Tokman, V. (1992) *Beyond Regulation. The Informal Sector in Latin America*. Boulder CO: Lynne Rienner.
- ed. (1995) *El Sector Informal en América Latina: Dos Decadas de Análisis*. Mexico D.F: Consejo Nacional para la Cultura y las Artes.
- . (2001) 'De la Informalidad a la Modernidad' Chapter 1 in V. Tokman ed. *De la Informalidad a la Modernidad*. (From Informality to Modernity) Santiago: ILO.
- Tolbert, C., P. Horan and E. Beck (1980) «The Structure of Economic Segmentation: A Dual Economy Approach» *American Journal of Sociology* 85:1096-1116.
- Torche, F. (2004) *Unequal but Fluid: Social Mobility in Chile in a Comparative Perspective*. Ph.D. Dissertation, Columbia University.
- . (2005). «Unequal but Fluid Social Mobility in Chile in Comparative Perspective» *American Sociological Review* 70(3):422-450.
- Torche, F. y W. Wormald (2004). *Estratificación y Movilidad en Chile: Entre la Adscripción y el Logro*. Documento de Trabajo Cepal # 89, Serie Políticas Sociales.
- Velasco, A. (1994) «The State and Economic Policy: Chile 1952-92» Chapter 8 in Bosworth, B. R. Dornbush and R. Laban eds. *The Chilean Economy: Policy Lessons and Challenges*. Washington D.C.: The Brookings Institution.
- Velasquez, M. (1990) «Evolución del Empleo Público en Chile: 1974-1985» (Evolution of Public Employment in Chile: 1974-1985) in Marshall, A. ed. *Empleo Público Frente a la Crisis: Estudios sobre América Latina*. Geneva: Instituto Internacional de Estudios Laborales.
- Vial, J. (1997) «Reformas Económicas, Crecimiento, Pobreza y Desigualdad en Chile» (Economic Reforms, Growth, Poverty and Inequality in Chile) Chapter 9 in Cardenas, M. ed. *Empleo y Distribución del Ingreso en América Latina*. Bogotá: Tercer Mundo.
- Weber, M. (1978) *Economy and Society*. Berkeley: U. of California Press.
- Wright, E. O. (1997) *Class Counts*. Cambridge: Cambridge U. Press.