

Resumen

Este trabajo indaga sobre los procesos de reestructuración productiva en ramas tradicionales tomando el caso de la industria de la construcción.

Analiza comparativamente los procesos de reestructuración en ramas consideradas de punta durante el proceso sustitutivo de importaciones, como la metalmecánica, y las diferencias con la evolución en la rama constructiva. Esta se desarrolla en un mercado cautivo, donde el nivel de inversiones con importante participación del Estado en la construcción de viviendas y grandes obras de infraestructura condiciona el surgimiento de un tipo peculiar de empresa. La misma funciona como contratista del Estado regulador y financiador, sin un mercado de capitales propio, con una generalizada visión cortoplacista y una rentabilidad apoyada en el alto margen de ganancias y la baja composición orgánica de capital más que en el alto volumen de producción y la tendencia a elevar la productividad.

Se parte de las características peculiares de esta rama y de su comportamiento durante la crisis, donde la existencia de bloqueos a la modernización por el peso y el tipo de política estatal, la coexistencia de distintos tipos de gestión organizativa y de tecnología de producción o de procesos, funcionan como barreras y mantienen fuertes segmentaciones del mercado empresario y laboral.

A partir de ello se discute si hay una verdadera reestructuración del sector o sólo existe un redimensionamiento del mismo ante la imposibilidad de la rama de asumir cambios más profundos.

Los ejes de la discusión analizan los sistemas productivos y organizacionales de la rama, el proceso de trabajo y las formas de contratación, abarcando aspectos como la incidencia tecnológica y el grado de racionalidad de las empresas para controlar la gestión.

Siempre desde la perspectiva de los sectores tradicionales, se observa que una de las dificultades para la difusión de innovaciones tecnológicas está relacionada con su bajo dinamismo. Para ello, se muestran las formas de organización del proceso de trabajo y los mecanismos de remuneración.

Por último, se analizan las estrategias empresariales en el período signado por la convertibilidad, las privatizaciones y las dificultades de acceso al crédito de largo plazo.

Se concluye que algunas empresas afrontan el cambio en forma activa, lo que implica modificaciones profundas en la cultura de la empresa, en la política de mano de obra y en los programas de entrenamiento y seguridad social. Las empresas que sólo defienden el nivel de actividad tienen una estrategia pasiva, lo mismo que las que introducen cambios puntuales.

Se constata que la crisis en la industria de la construcción es muy profunda y hasta aquí no parecen dadas las condiciones de madurez y capacitación empresaria y obrera para que el sector encare por sí mismo el proceso de reestructuración industrial.

Jorge Raúl Jorrat

Luis Roberto Acosta

Aproximaciones a la medición del status socioeconómico de las ocupaciones en Argentina

1. Introducción

Estas notas dan cuenta de diversas aproximaciones a la medición del status socioeconómico de las ocupaciones a partir de un listado de un cuarto de muestra de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Gran Buenos Aires, correspondiente al relevamiento de octubre de 1988.¹ El desarrollo del trabajo comprende, por un lado, la construcción de una escala objetiva de las ocupaciones utilizando información sobre educación e ingreso de los individuos incluidos en las mismas y, por otro lado, la construcción de un índice de status socioeconómico (ISS), que descansa en una combinación de información objetiva como la anteriormente descrita, e información subjetiva, sobre la base del puntaje de prestigio asignado a esas mismas ocupaciones.² Los puntajes de escala de ambas construcciones, a partir de agrupamientos que luego se detallan – y los de una versión del ISS a partir de los valores de los datos individuales –, además de los puntajes de prestigio, se presentan al final en el Apéndice A, para una categorización de las ocupaciones según la Clasificación Interna-

Esta investigación se realizó con un subsidio (PID, 1410/90-306) del CONICET. Al discontinuar el INDEC la tarea que subsidiariamente proveía los datos para este estudio, no se solicitó la continuación de dicho subsidio (en 1992), completándose la investigación dentro de los límites del material al que se tuvo acceso. Los autores desean agradecer al INDEC, a Alejandro Rupnik y, en especial, a María Laura Elizalde, el haber facilitado los datos usados en este trabajo. También se agradecen los comentarios de Liliana Orellana y de tres evaluadores anónimos de *Estudios del Trabajo*. Naturalmente, lo aquí vertido es de responsabilidad exclusiva de los autores. Los datos de este estudio pueden ser solicitados a J. R. Jorrat, Facultad de Ciencias Sociales (UBA). M. T. de Alvear 2230, (1122) Buenos Aires.

Jorge Raúl Jorrat es Investigador del CONICET. Instituto de Investigaciones, Facultad de Ciencias Sociales y Centro de Estudios de Opinión Pública, UBA.

Luis Roberto Acosta - Facultad de Filosofía y Letras, Facultad de Ciencias Sociales y Centro de Estudios de Opinión Pública, UBA.

cional Uniforme de las Ocupaciones de la Organización Internacional del Trabajo (CIUO-OIT), a nivel de dos dígitos

Al centrarse esta indagación en la construcción de instrumentos que permitan ordenar jerárquicamente las ocupaciones, no se acentúa una discusión sobre los aspectos teórico-conceptuales más generales de la diferenciación social, discusión planteada, en parte, en trabajos precedentes (Acosta y Jorrot 1991, 1992). Baste puntualizar que el estudio, vinculado a elaboraciones sobre dimensiones clásicas de la estratificación social – más ligadas a una tradición weberiana – como clase, status y poder, discute básicamente alternativas de ordenamientos ocupacionales que en algunas de sus versiones suponen una fuerte relación entre las chances o condiciones

¹ Según información del INDEC, la muestra de este relevamiento está compuesta de cuatro cuartos, donde cada uno es una muestra en sí. El cuarto de muestra que se utiliza aquí fue el que los técnicos del INDEC usaron para recategorizar ocupaciones, listando las descripciones de las ocupaciones componentes. A este material se tuvo acceso, además de los respectivos datos de educación e ingreso.

² Tal puntaje de prestigio surge de una escala construida para Argentina por los autores de esta nota, la que mostró una muy alta correlación con una Escala Internacional Estándar (Treiman 1988). Detalles de esta elaboración pueden verse en Acosta y Jorrot (1991 y 1992). Por una "licencia lingüística" se habla de escalas "objetivas" y "subjetivas". En realidad, las escalas *están basadas* en variables objetivas (que se miden en los individuos – educación, ingreso –) y/o subjetivas (que surgen de un orden de evaluaciones – de posición social – realizadas por individuos). La escala de prestigio ("subjetiva"), es, más específicamente, una estimación a partir de una muestra aleatoria de la verdadera escala.

³ Se cuestiona que esta tradición de investigación se identifique con antecedentes típicamente weberianos, ya que "debe concederse que la distinción entre recursos sociales y económicos es, en el mejor de los casos, periférica al proyecto weberiano; y, aun más, los esquemas categóricos que definen las clases sociales weberianas (...) son inconsistentes con una jerarquía puramente gradacional" (Grusky y Van Rompaey 1992, p. 1718). Agregan estos autores que no creen que las escalas socioeconómicas "sirvan para operacionalizar directamente la definición weberiana de clase" y que sus antecedentes deben rastrearse "en algunos de los esfuerzos post-weberianos de clasificación ocupacional", señalando que "los académicos que trabajan dentro de esta tradición han caracterizado típicamente la estructura ocupacional en términos de dos 'principios de jerarquización' (...); la distinción recurrente es entre una simple jerarquía económica de las ocupaciones y una (imperfectamente correlacionada) jerarquía 'sociocultural' (...)" (p. 1718). Finalmente, Grusky y Van Rompaey plantean que si bien estas escalas (que no serían *ad hoc* o arbitrarias) "no pueden ser motivadas por referencias

de vida de los individuos y la deferencia concedida a los mismos: "Los hombres también se diferencian en estratos sociales en términos del honor social o el prestigio acordado a ellos, y los miembros de un grupo de status, como llamara Weber a los estratos de prestigio, comparten un estilo de vida distintivo, se aceptan los unos a los otros como iguales, y restringen el intercambio social no instrumental al endogrupo" (Blau y Duncan 1967; p. 5). En esta propuesta de construcción de instrumentos se relacionan los aspectos socioeconómicos "objetivos" estrictos con los aspectos socioculturales simbólicos, suponiendo además que las evaluaciones subjetivas de posición social o prestigio descansan fuertemente en las variables usualmente utilizadas como indicadores socioeconómicos (educación e ingreso).³ Esta última afirmación no excluye, por supuesto, otras bases sobre las que pueden descansar las evaluaciones de prestigio. Así, Clark y Lipset, después de señalar que Weber definió el status como "la estimación positiva o negativa del honor, o prestigio, recibido por los individuos o posiciones" agregaron que "dado que el status involucra la percepción de cuánto uno es valorado por otros, las personas lo valúan más

que la ganancia económica. El status puede fluir de la riqueza, la religión, la raza, la atracción física o la capacitación social" (Clark y Lipset, 1991; p. 399)

Si bien la investigación sobre status ocupacional se relaciona en parte con evaluaciones del prestigio de las ocupaciones, en el desarrollo de las indagaciones sobre medidas resúmenes de posición – del orden de las ocupaciones en el sistema de estratificación –, el status (socioeconómico) ha estado más ligado a combinaciones "objetivas" de educación e ingreso de las ocupaciones, o a combinaciones "mixtas", agregando a la anterior el prestigio o posición social de dichas ocupaciones. En este sentido, la idea de status diferiría de su asimilación inicial en parte de la literatura a prestigio exclusivamente – entendido en cierto modo como "deferencia" o "rechazo" ("derogation") –. Más bien, haría referencia a una ponderación de educación e ingreso de las ocupaciones o a una relación funcional donde el prestigio de las ocupaciones sería precisamente función de una combinación lineal de la educación e ingreso asociado a las mismas.⁴

Las investigaciones como las que se discuten en estas notas, cuyo interés es proponer instrumentos que permitan ubicar posiciones individuales en el sistema de estratificación, requieren medidas sumarias que asignen los individuos a tales posiciones. "Los índices socioeconómicos fueron diseñados para proveer tal información sumaria sobre la posición social de todos los individuos en una sociedad, en ausencia de información detallada sobre el complejo total de variables involucradas en la posición socioeconómica global. Esas medidas resúmenes describen la ubicación de un individuo a lo largo de una jerarquía única y omiten muchas de las complejidades de las desigualdades de grupo" (Powers 1982; p. 2).

Esta indagación exploratoria sobre dichas medidas – y la propuesta de alternativas – escapa a una discusión de problemas vinculados con cuestiones

estándar a los teóricos clásicos, esto por sí solo muy difícilmente sea una base apropiada para descalificarlas. Hemos argumentado, en cambio, que las escalas de este tipo sirven para pegar juntas las dos jerarquías fundamentales que subyacen a las estructuras ocupacionales modernas" (p. 1719). En una nota al pie inmediata, especifican que "Es importante ser precisos aquí. Aunque estamos argumentando que las escalas socioeconómicas pueden ser motivadas por conceptos sociológicamente significativos, un elemento de 'arbitrariedad' emergerá de todas maneras en el curso de *operacionalizar* estos conceptos. Nos sentiríamos duramente presionados, por supuesto, para elegir entre medidas competitivas de status socioeconómico (...) sobre la base de consideraciones teóricas solamente" (p. 1719, nota 9; bastardilla en el original). Para Rytina (1992a, p. 1678), "El prestigio – honorífico *per se* – está sólidamente afirmado en el corpus weberiano. El mismo operacionaliza la afirmación analítica de una pauta de distancia social entre las ocupaciones, y esta pauta descansa en un consenso sobre el honor. Percepciones promedio del honor social (...) corresponden a la lógica intrínseca de la posición weberiana"

⁴ Discutiendo si en las evaluaciones de prestigio entran en juego variables socioeconómicas, Grusky y Van Rompaey (1992) reconocen que "las escalas de prestigio se refieren al dominio simbólico de la estratificación" y que "el propósito de estas escalas es representar 'creencias y percepciones colectivas' sobre la estructura de jerarquías ocupacionales (...); pero plantean que "los desacuerdos reales pertenecen a las *fuentes subyacentes* al mapa cognitivo que estos puntajes revelan. La 'posición liberal' es que los juicios acerca del prestigio y la posición social son sensibles a las consideraciones honoríficas (...) mientras que el campo opuesto argumenta que los factores socioeconómicos juegan un rol dominante en la estructuración de percepciones ocupacionales (...) Deberíamos subrayar, por supuesto, que los partidarios de la última posición *no* son simples reduccionistas; el punto de vista prevalente es que los puntajes de prestigio son 'sustantivamente diferentes del status socioeconómico (...)'; (p. 1715, bastardilla en el original).

sobre la preeminencia analítica del "status" *versus* la "clase". De todas maneras, el desarrollo de tales medidas no dificulta los agrupamientos teóricamente significativos en categorías ocupacionales o de clase, por lo que podría resultar complementario de los trabajos que buscan construir esas categorías a partir de enfoques diferentes. Además, permitirían enmarcar mejor las discusiones sobre el posible "envejecimiento" de la conceptualización clásica (Marx, Weber) y la necesidad de nuevos enfoques que atiendan a los procesos actuales de "fragmentación" social (véase Clark y Lipset, 1991). Powers y Holmberg (1982), por su lado, señalan que hallazgos de trabajos como los de Wright (1983) muestran que los ordenamientos

⁵ Se podría decir, siguiendo a Kerckhoff, Campbell y Troit (1982), que este trabajo tratará "con 'componentes de las categorías de clase' más que con las categorías mismas" (p. 348). En realidad, una preocupación por la idea de clase debería incluir algunos otros aspectos referidos al corte propietario-no propietario, presencia o no de trabajo asalariado, presencia o ausencia de posiciones de autoridad o supervisión, trabajo manual-no manual, etc., lo que no siempre surge de las categorías ocupacionales. Pero, más allá de las posiciones teóricas subyacentes, no se trata aquí de entrar en elaboraciones o disquisiciones conceptuales en términos de clase social. Podría agregarse, siguiendo a Blau y Duncan (1967; p. 6), que si bien "la posición ocupacional no comprende todos los aspectos del concepto de clase, es probablemente el mejor indicador individual de la misma (aunque medidas más refinadas deberían tomar directamente en cuenta la influencia económica)".

⁶ Al hacerlo, se es consciente de que se puede caer dentro de un posible cuestionamiento advertido por Grusky y Van Rompaey (1992; p. 1712): "Es, en realidad, una de las curiosidades de la literatura sobre escalas que los méritos de medidas particulares pueden ser arduamente debatidos sin que ninguno de los participantes se aventure a definir los fenómenos que están siendo medidos. En algunos de estos debates las fuentes reales de diferencia pueden muy bien residir en el nivel conceptual, pero dentro de un estilo típicamente norteamericano los términos del debate son reducidos a cuestiones puramente operacionales". Discusiones previas de los presentes autores (1991, 1992) pretenden responder en parte a estas inquietudes.

⁷ En una observación crítica, si bien Rytina reconoce que el "complejo compuesto de promedios (aproximados) de educación e ingreso de los que detentan ocupaciones es muy sólido, y es ciertamente uno de los logros sobresalientes de la medición sociológica", luego afirma que es *ad hoc*: "Su debilidad es la ausencia de una racional exigente que confine la atención en la educación y el ingreso entre los diversos atributos de las ocupaciones" (Rytina 1992, p. 1741) (Véase una opinión un tanto diferente en comentarios de Grusky y Van Rompaey, 1992).

de las grandes categorías ocupacionales basados en información individual de sus integrantes tienen mayor validez teórica que los procedimientos tradicionales de ubicar ciertas ocupaciones no manuales por encima de ocupaciones manuales calificadas. Agregan Powers y Holmberg que el ordenamiento de categorías ocupacionales detalladas según las características socioeconómicas de todos los involucrados "permitirá una mayor especificación de las relaciones entre clase y ocupación" (p. 65).⁵ Una exploración sobre tales medidas resúmenes o índices será la tarea que este estudio enfrentará a continuación.⁶

2. Aproximación a una escala objetiva

La intención inicial del trabajo fue construir una escala objetiva de status ocupacional, a partir de información sobre educación e ingreso.⁷ Los autores ligados a este tipo de enfoque, entre ellos Nam y Powers (1968), lo implementaron pensando – entre otras cosas – en superar ciertas limitaciones de las escalas de prestigio ocupacional, tales como la posible variabilidad espacio-temporal de las evaluaciones, avanzando así en

la investigación comparativa de medición del status ocupacional.⁸ El procedimiento seguido, reconocido por los autores como relativamente similar al de construcción del índice de status socioeconómico de Duncan (1961), se basa en los siguientes pasos:

- a) considerar el total de individuos incluidos en la población económicamente activa (PEA);
- b) particionar ese conjunto de individuos en categorías ocupacionales, por ejemplo a nivel del código de 3 dígitos de la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO) de la Organización Internacional del Trabajo (OIT);
- c) determinar en cada categoría ocupacional la mediana de educación (años de educación formal completados) y la mediana de ingreso;
- d) realizar dos ordenamientos (crecientes) de esas categorías ocupacionales, uno según la mediana de educación y otro según la mediana de ingreso;
- e) calcular en ambos casos las frecuencias acumuladas de personas en las distintas categorías;
- f) considerando las frecuencias acumuladas según educación, calcular para cada categoría ocupacional la semisuma de las frecuencias acumuladas de personas hasta la categoría bajo consideración y la que le antecede inmediatamente. Repetir esta operación para el ordenamiento de las categorías según ingreso;⁹

g) calcular, para cada categoría, el promedio de los valores de educación e ingreso obtenidos en (f);

h) obtener la medición (estimación) del status socioeconómico como el porcentaje del valor resultante en (g) en el total de la PEA,¹⁰ lo que lleva a que los puntajes resultantes varíen entre 0 y 100.

De esta manera el SSE (status socioeconómico; SES en la sigla inglesa) de una ocupación puede definirse como el porcentaje de individuos en la PEA cuyos niveles medios combinados

⁸ En general, las investigaciones sobre prestigio de las ocupaciones tienden más bien a subrayar la escasa variabilidad espacio-temporal de las evaluaciones. Véase en este sentido D. Treiman (1988), además de la experiencia local de los presentes autores (1991, 1992).

⁹ Los autores incluyen aquí una nota a pie de página donde ofrecen un ejemplo ilustrativo (p. 159, nota 11). Utilizando sus mismos valores, se ofrece un ejemplo ajustado a la descripción presente. Considérese que la PEA alcanza a 50 millones de individuos, de los cuales 1 millón está incluido en la ocupación Y. Esta ocupación tiene una mediana en la variable educación que supera a las medianas de ocupaciones que en conjunto suman 14 millones de personas, y es a su vez superada por las medianas de ocupaciones que acumulan 35 millones de personas. Luego, las frecuencias acumuladas hasta Y – en el ordenamiento de educación – alcanzan a 15 millones (14 millones superados por Y más un millón de la propia ocupación), conduciendo a un valor de la semisuma igual a $(15\ 000\ 000 + 14\ 000\ 000)/2 = 14\ 500\ 000$ personas para la ocupación Y.

¹⁰ Los autores introducen aquí otra nota ilustrativa (p. 159, nota 12). Continuando con nuestro ejemplo, si la ocupación Y, al considerar el ordenamiento por ingreso, presenta una semisuma de las acumulaciones igual a 17.500.000 personas, se obtiene el promedio para educación e ingreso de $16\ 000\ 000$, que dividido en 50 millones (total de la PEA), resulta en un puntaje para Y de 32.

de ingreso y educación son menores (o iguales) que los de la ocupación considerada (Nam y Powers, pp. 159-60). O sea, si en el presente caso – Cuadro 1 – el gran grupo ocupacional (1 dígito) “Trabajadores de los servicios” tiene un puntaje de status socioeconómico de casi 21, ello implica que aproximadamente ese porcentaje de individuos en la PEA tendrá un nivel medio combinado de ingreso y educación menor (o igual) que “Trabajadores de los servicios”. Igualmente, si el subgrupo ocupacional (2 dígitos) de “Jefes de empleados de oficina” tiene un puntaje de status socioeconómico de 83 (Apéndice A), aproximadamente un 17% de la PEA tendrá un nivel medio combinado de ingreso y educación mayor que “Jefes de empleados de oficina”.

La condición ideal para realizar un estudio de este tipo sería disponer del conjunto de datos censales del país sobre ingreso y educación, lo que en la práctica es imposible no sólo por las dificultades

operativas sino porque en los censos nacionales no se pregunta el ingreso de los individuos. La fuente individual (o muestra de un distrito) con mayor cantidad de datos e información conjunta sobre educación¹¹ e ingreso¹² es la EPH del Gran Buenos Aires.¹³ El hecho de haber dispuesto finalmente de un cuarto de dicha muestra¹⁴ llevó a circunscribir este enfoque a la clasificación de 1 y 2 dígitos de la CIUO-OIT.

A partir de la cantidad disponible de casos – 1127 personas económicamente activas con información conjunta sobre educación e ingreso –, se siguió la propuesta de Nam y Powers arriba descripta, para categorías ocupacionales agregadas a 1 y 2 dígitos. Los resultados para 1 dígito se muestran en el Cuadro 1. En el Apéndice A, al final del trabajo, se presentan los resultados para la clasificación a 2 dígitos. Puede esperarse que cuanto más alto sea el nivel de agregación, mejor resulte la precisión de las estimaciones debido al aumento del tamaño muestral dentro de las categorías.

Acompañando los puntajes de status socioeconómico, se presentan los

¹¹ Lamentablemente, ya en 1988 la EPH del GBA no relevaba los años de educación, registrando sólo si el nivel alcanzado era incompleto o completo. Frente a ello, se cuantificaron los años de educación incompleta por el punto medio de los años formalmente necesarios para completar un nivel: a) primaria incompleta (3,5 años) y completa (7 años), b) secundaria incompleta (9,5 años) y completa (12 años), c) terciaria incompleta (13 años) y completa (14 años), d) universitaria incompleta (15 años) y completa (18 años). Un evaluador anónimo cuestionó este procedimiento, aduciendo que “se sabe que [los años de estudios completados] están ‘corridos’ hacia el comienzo – por lo menos después de la primaria –”. Si bien algunas investigaciones podrían apoyar tal aserto, las mismas suelen carecer de una especificidad espacio-temporal, ya que tratamos con población del GBA de edades disímiles que habrían realizado sus estudios en la década del 20, del 30, del 40, etc. Además, como los estudios primarios están corridos hacia el final, ello compensaría un posible corrimiento de los estudios secundarios hacia el comienzo. El mismo evaluador planteaba que si no había otra alternativa se especificasen las posibles consecuencias de la decisión tomada. El punto medio presenta la ventaja de compensación de las desviaciones por arriba y por debajo del mismo. Si se piensa en una “perturbación sistemática”, donde las ocupaciones menos calificadas (quizás más asociadas a primaria incompleta) obtendrían para un ingreso dado un puntaje socioeconómico más bajo y aquellas un poco más calificadas (quizás más asociadas a secundaria incompleta) un puntaje más alto que el que les correspondería, para un ejercicio que atribuye un punto más a primaria incompleta (4,5 años) y uno menos a secundaria incompleta (8,5 años), no se rechaza la hipótesis nula de que las ecuaciones de regresión usando el punto medio (primaria y secundaria incompleta) y usando las modificaciones mencionadas (para esos niveles) son iguales, bajo los criterios usuales.

promedios de prestigio de esos mismos agregados, promedios calculados sobre la base de los valores de la escala elaborada por los autores de esta nota (Acosta y Jorraj, 1991, 1992; en adelante escala AJ). El cuadrado del coeficiente de correlación lineal simple – coeficiente de determinación – entre los puntajes de status socioeconómico y prestigio, para la clasificación de ambas variables a 2 dígitos, es 0,65 (véase Cuadro 4, más adelante). De modo que estas construcciones explican cada una dos terceras partes de variabilidad de la otra.

Cuadro 1
Estimaciones de status socioeconómico según procedimiento de Nam y Powers (variables objetivas).

Grandes grupos ocupacionales :	Puntajes SSE (Nam y Powers)	Promedio Prestigio
Profesionales y técnicos	91,66	58,02
Directores/Gerentes/Func./Jefes	91,66	47,42
Personal administrativo	67,17	34,18
Comerciantes/Vend./Emp. ventas	67,17	38,28
Trabajadores de los servicios	20,83	26,55
Artesanos/Obreros calificados/semi.	30,66	35,61
Peones/Ob. Rurales/Pers doméstico	15,64	25,88

*Nota: El gran grupo “Profesionales y técnicos” incluye las ocupaciones con los códigos 0-11 a 1-99 de la CIUO; “Directores, gerentes, funcionarios, jefes” incluye de 2-01 a 3-10, además de un comerciante propietario (código 4-00) y un propietario agrícola (código 6-11); “Personal administrativo” incluye los códigos 3-21 a 3-99; “Comerciantes, vendedores y personal de ventas” abarca los códigos 4-10 a 5-10; “Trabajadores de los servicios” (excluido personal doméstico) abarca los códigos 5-20 a 5-32 y 5-51 a 5-99; “Artesanos, obreros calificados y semicalificados” va de 7-00 a 9-89 (excluido 9-71); finalmente, “Peones, obreros rurales y personal doméstico” incluye los códigos 5-40, 6-21 a 6-29, 9-71 y 9-99.

¹² Téngase en cuenta que los niveles muy altos no son encuestados, y que la información sobre ingreso es un tanto más dudosa cuanto más alto sea el nivel del encuestado.

¹³ Una ventaja de la EPH sobre los censos nacionales es que el relevamiento lo realizan encuestadores entrenados, y esto disminuye posibles fuentes de error. Hay que tener en cuenta que un solo entrevistado por hogar informa sobre el conjunto de los integrantes del mismo, donde las descripciones pertinentes, particularmente las de ocupación, requieren un adecuado entrenamiento del encuestador.

¹⁴ Situación que no se debió a la falta de buena voluntad de los técnicos del INDEC que apoyaron este estudio, sino a que ellos mismos debieron interrumpir la preparación del material en cuestión frente a requerimientos de otras tareas dentro del organismo.

pertinentes a la heterogeneidad de la clasificación ocupacional de los censos, observándose que en el caso estadounidense tal clasificación descansa "menos que antes en criterios socioeconómicos para las distinciones" (Nam y Terrie 1982; p. 39). Agregan estos autores que al medir el SSE (status socioeconómico), las contribuciones relativas de educación e ingreso han ido cambiando a lo largo del tiempo y "la varianza en años de escolaridad completados ha ido disminuyendo comparada con la de ingreso" (p. 40). Se sugiere que otros indicadores, tales como tipo y calidad de entrenamiento requerido por las ocupaciones, mantendrían una alta variabilidad.¹⁵ Finalmente se destaca la necesidad de medidas discriminadas por sexo, además de la necesidad de medidas combinadas para todos los miembros del hogar, ya que las medidas del pasado descansaron más en los varones como principales responsables del ingreso hogareño.

3. Aproximación a una escala "mixta" o índice de status socioeconómico

En un intento de ampliar la perspectiva del trabajo, dentro de objetivos comparativos y de validación, se buscó una aproximación al índice de status socioeconómico (ISS - SEI en la sigla en inglés -) de Duncan, cuyos resultados fueron considerados por Nam y Powers como muy similares a los propios, ya que encontraron una muy alta correlación (0,97) entre ambos (Nam y Powers, p. 160).

86

¹⁵ En el caso local, la variabilidad en educación fue quizás menor que la que se hubiera obtenido de haber contado con la especificación de los años de educación del encuestado. Recuérdese que los años incompletos de estudio se representan por el punto medio.

¹⁶ Con respecto a educación, por ejemplo, Jencks y otros (1973) han señalado que como las ocupaciones que demandan mayor educación gozan de un prestigio más alto, "una correlación positiva entre logros educacionales y status ocupacional es inevitable ... Tratar de inventar un índice de status que no tome en cuenta la educación es como tratar de inventar un índice de estándar de vida que no incluya el ingreso" (p. 180). Agregan que por ello "resulta difícil hablar de cuál es la medida en que la educación le da a un hombre acceso a ocupaciones de alto prestigio. En un grado significativo, las ocupaciones adquieren prestigio porque las personas educadas las eligen. Ocupaciones como predicar y enseñar, que pagan mal pero atraen gente educada, tienen tanto prestigio como ocupaciones que pagan mucho mejor pero atraen gente sin educación. En realidad, las ocupaciones frecuentemente tratan de elevar su status incrementando el monto de escolaridad requerido para entrar a ellas" (pp. 180-181). (Como anécdota, puede citarse una información aparecida en

Tres variables fueron centrales en la construcción de ISS de Duncan: educación, ingreso y prestigio.¹⁶ Educación fue determinada según el porcentaje de varones en cada ocupación con educación secundaria completa y más; ingreso fue determinada según el porcentaje de varones con 3.500 dólares anuales o más (del año 1949). Este procedimiento le permitió presentar ambas variables en unidades de puntos porcentuales comparables, en vez de años de escolaridad o dólares de ingresos (Duncan, p. 120). Además, el procedimiento parecía garantizar un rango de variabilidad mayor en los puntajes finales obtenidos. (Ambas variables fueron ajustadas por edad, aunque el ajuste no introdujo diferencias relevantes.) Fi-

nalmente, el autor reelaboró la escala de prestigio construida por el National Opinion Research Center (NORC), cuyos puntajes se determinaron por un procedimiento de suma ponderada a partir de una escala de 5 puntos (con calificaciones de las ocupaciones de excelente, buena, promedio, algo por debajo del promedio y pobre, según la "posición social" de las mismas), utilizando en cambio el porcentaje de las respuestas "excelente" o "buena" para la posición social de cada ocupación. El procedimiento de Duncan fue ajustar una ecuación de regresión cuyas variables independientes fueron educación e ingreso y la variable dependiente prestigio (porcentaje de respuestas "excelente" o "buena" posición social) para 45 ocupaciones más directamente equiparables entre las de la escala NORC y las del Censo (código de 3 dígitos de la clasificación de la OIT). Duncan usó el porcentaje de puntajes 'excelente' y 'bueno' como la medida de prestigio, en vez de la suma ponderada de todos los puntajes de prestigio, porque "proveían una variable con un rango algo más grande que el puntaje de prestigio - una [variable] cuya escala está de alguna manera magnificada en la porción intermedia del rango" (Duncan 1961; p. 118).

Mediante la regresión descripta, para cada título ocupacional con información sobre ambas variables podía obtenerse el puntaje o índice de status socioeconómico (ISS, denominación usada por Duncan para las estimaciones obtenidas a partir de esta regresión).

Una limitación del trabajo de Duncan fue la escasa cantidad de títulos ocupacionales de que disponía a partir de la escala NORC (90, de los cuales 45 fueron directamente comparables), frente a la riqueza de la información censal sobre educación e ingreso de las ocupaciones. Nuestra situación resultaba en cierta forma opuesta, ya que se contaba con una escala local de prestigio de 300 títulos ocupacionales, pero con menos casos con información conjunta sobre educación e ingreso (1127 personas).

87

Por construcción, la escala AJ sólo podía reelaborarse al estilo de lo realizado por Duncan para 50 títulos ocupacionales, que fueron los evaluados en su totalidad por la muestra, ya que los 250 títulos restantes fueron en parte estimados (véase Acosta y Jorrot, 1991 y 1992). De estas 50 ocupaciones comunes, 26 resultaron directamente comparables con los datos de la EPH, según la clasificación a 3 dígitos de la CIUO (OIT). Dicha lista de ocupaciones abarca un amplio espectro del rango ocupacional, con un razonable equili-

el diario *Clarín*, de julio de 1992, donde los podólogos se preocupaban por no ser confundidos con los pedicuros, aduciendo que al podólogo se le requerían unos 3 años de estudios universitarios.) Por otro lado, para defender las barreras de acceso a las mejores ocupaciones cuando el desarrollo económico incrementa el ingreso promedio y las presiones desde abajo mantienen bajo el costo de la educación, Gagliani (1981) señala que "los requisitos educacionales pueden moverse hacia arriba independientemente de las necesidades tecnológicas. ¿Más gente adquiere educación básica? ¿Por qué no incrementar la fracción de empleos que requieren mayor educación? Este método presenta la ventaja adicional de ser legitimado como el fruto inevitable del progreso técnico" (p. 274). Igualmente, añade Gagliani que "si la educación pública se hace más accesible, la distancia cualitativa entre ésta y las escuelas privadas más caras puede ser ampliada" (p. 275).

brio, incluyendo desde ocupaciones no manuales altas hasta ocupaciones manuales bajas en la escala de prestigio. La reelaboración aquí consistió en tomar el porcentaje de los que calificaron la posición social de esas 26 ocupaciones con 9, 8 y 7, los puntajes más altos de la escala.¹⁷ Educación se midió como el porcentaje de personas con educación secundaria completa y más (12 años y más) e ingreso como el porcentaje de personas que ganasen 70.000 australes o más por mes (de fines de 1988)¹⁸. Los resultados de la ecuación de regresión y las estimaciones de status socioeconómico para los grandes grupos se presentan en el Cuadro 2.

Cuadro 2
Estimaciones de puntajes de status socioeconómico según procedimiento de Duncan y su transformación logit

<i>Grandes Grupos Ocupacionales</i>	<i>ISS Duncan</i>	<i>ISS Logit</i>
Profesionales y técnicos	47,60	47,24
Directores/Gerentes/Funcionarios/Jefes	47,40	48,04
Personal administrativo	37,91	36,28
Comerciantes/Vendedores/Empleados de ventas	33,53	31,86
Trabajadores de los servicios	19,68	19,31
Artesanos/Obreros calificados y semi.	23,27	22,48
Peones/Obreros rurales/Personal doméstico	17,88	17,93
R cuadrado	0,6422	0,6347
Constante	13,4794	-1,7374
Coefficiente de Educación	0,2921*	0,0133*
Coefficiente de Ingreso	0,1283	0,0070
Error estándar de Educación	0,0644	0,0031
Error estándar de Ingreso	0,0922	0,0044
N	26	26

* Más de tres veces su error estándar (a)

(a) Un coeficiente igual a 3 veces el valor de su error estándar corresponde, aproximadamente, a un nivel de significación de 0,001, para una variable distribuida normalmente en la muestra.

Las estimaciones a nivel de 2 dígitos aparecen en el Apéndice A. (El listado de las 26 ocupaciones que entraron en la regresión se describe en el Apéndice B.) Esta ecuación de regresión fue la siguiente:

$$\text{PRESTIGIO} = 0,2921 \text{ EDUCACION} + 0,1283 \text{ INGRESO} + 13,4794.$$

Los puntajes estimados a partir de esta ecuación permitirían predecir los porcentajes de alta evaluación de prestigio (o posición social) recibidos por las ocupaciones.

Dada la naturaleza de la variable dependiente, circunscripta al rango 0-100, para evitar que las estimaciones resulten fuera del mismo en la literatura estadística se propuso utilizar la transformación logit de las proporciones de la variable dependiente (véase Wonnacott y Wonnacott, 1981; pp. 136-138). Al aplicar esta transformación a los datos, resultaron los valores que se incluyen en el Cuadro 2.

El valor de R cuadrado entre el ISS y el promedio de prestigio (véase Cuadro 4) es de 0,62 para la clasificación a 2 dígitos. El valor de R cuadrado de esta medida "mixta" (Duncan) con la objetiva según Nam y Powers es de 0,81 (cálculo para 2 dígitos). O sea, la medida "mixta" de status socioeconómico y la de prestigio explican cada una un poco más del 60% de la variabilidad de la otra; la medida "mixta" y la "objetiva" explican cada una un 80% de la variabilidad de la otra, siempre para la clasificación a 2 dígitos.

4. Aproximación a un índice de status socioeconómico según los valores específicos de cada caso en la muestra

Otra alternativa considerada, en alguna medida dentro de los lineamientos generales planteados por Duncan, descansa en la propuesta de una ecuación de regresión donde las estimaciones se obtengan a partir de los valores *específicos* de educación e ingreso (variables independientes), y los puntajes *específicos* de prestigio (variable dependiente), para cada uno de los 1127 casos. En este enfoque, que tiene la ventaja de incluir todo el conjunto de datos con sus valores individuales, los pesos de las variables independientes de la ecuación permiten estimar el puntaje de status para cualquier individuo (en una ocupación dada) del que se posea información sobre educación e ingreso. El puntaje para la correspondiente ocupación – o categoría ocupacional – surgi-

¹⁷ A los encuestados se les requería que calificaran a las ocupaciones en una escala de 1 a 9, según la posición social de las mismas. Se indicaba que las ocupaciones con la más alta posición recibirían un 9, las más bajas un 1, mientras que a la posición promedio le correspondería un 5.

¹⁸ El valor de 70.000 australes corresponde a la mediana de la distribución de ingresos en este cuarto de muestra.

ría como el promedio de las estimaciones para los individuos que caen bajo el mismo título ocupacional (véase Cuadro 3 para la clasificación a 1 dígito; para 2 dígitos, véase Apéndice A) La ecuación de regresión resultante en este caso fue la siguiente:

$$\text{PRESTIGIO} = 1,7595 \text{ EDUCACION} + 0,0093 \text{ INGRESO (Miles de Australes de 1988)} + 19,3971.$$

Los resultados en esta parte indican que prestigio está más relacionado con educación que con ingreso: la correlación lineal simple entre prestigio y educación es 0,59, mientras que la de prestigio e ingreso es 0,27. La relación entre ambas variables predictoras – educación e ingreso – es baja (la correlación lineal simple es 0,26), lo que, si bien es una ventaja en términos del modelo de regresión múltiple, pues se evitan los efectos indeseados de una alta correlación entre las variables regresoras – particularmente el hecho de que pequeñas variaciones en los datos puedan producir variaciones sustanciales en los coeficientes estimados (véase Johnston, 1984; cap. 6, punto 5) –, en términos de los aspectos teórico-conceptuales

¹⁹ Casi no existen investigaciones locales sobre la relación educación-ingreso para una gran cantidad de títulos ocupacionales. Cuando se plantea aquí que la correlación parece baja, se lo hace pensando en cierto grado de agregación de los datos en categorías ocupacionales. Si la correlación se calcula a nivel individual, la misma es también relativamente baja en casos como los Estados Unidos, donde Jencks y otros (1973) señalan una correlación que varía de 0,31 a 0,35 entre educación e ingreso, valores que tienden a repetirse en otros datos (Faia 1981; Jencks, Perman y Rainwater 1988) Cuando en el caso local se avanza en el nivel de agregación y se llega a la clasificación de 1 dígito, la correlación es bastante alta, atento a la homogeneización introducida por los grandes grupos ocupacionales. (Para 2 dígitos, CIUO-OIT, la correlación lineal simple es 0,62; para 1 dígito, es 0,65.) Ello se refleja al observar los promedios de ingreso correspondientes a los distintos niveles de educación (primaria incompleta, primaria completa, etc.), que aumentan sistemáticamente al pasar de un nivel inferior a uno superior (excluyendo los pocos casos de estudios terciarios que son más difíciles de especificar; si se suman los terciarios con los secundarios – o universitarios – también se mantiene la tendencia creciente continuada) Como un simple ejercicio – véanse detalles en Apéndice C –, se podría señalar que, para este cuarto de muestra del GBA, cada año extra de educación primaria permitiría un aumento de ingreso del 2%, cada año extra de educación secundaria un aumento de ingreso del 10% y cada año extra de educación universitaria un aumento de ingreso del 15%. Si, a falta de información local, se supone que – como en EE UU. (Jencks y otros, 1973; algunas variaciones surgen en estimaciones posteriores de Jencks y otros, 1979) – 40% de estos incrementos se deben a la asociación entre escolaridad, habilidad inicial y antecedentes familiares, un año extra de escuela primaria llevaría en realidad a un aumento de ingreso del 1,2%, un año extra de secundaria a un aumento del 6%, y un año extra de educación universitaria

del tema resulta un poco problemático.¹⁹ La correlación parcial de prestigio con educación, manteniendo constante ingreso es, consecuentemente, más alta que la correlación parcial entre prestigio e ingreso manteniendo constante educación: la primera da un valor de 0,67, la segunda de 0,15. La regresión lineal múltiple de prestigio en ambas variables predictoras da un valor de 0,60, lo que prácticamente no supera la correlación lineal simple de prestigio con educación. El cuadrado del coeficiente de regresión múltiple, 0,36, indica que una tercera parte de la varianza en prestigio es explicada por una combinación lineal de educación e ingreso, teniendo en cuenta los valores individuales (clasificación a 3 dígitos) de cada ocupación en las respectivas variables.

Los resultados de esta regresión muestran que ambos coeficientes de regresión (educación e ingreso) son significativos, aunque en este caso el peso de la variable ingreso es muy bajo. Ello se traduce en la poca variabilidad de los puntajes obtenidos (educación por cons-

trucción es poco variable e ingreso tiene escaso peso), según puede apreciarse en el Cuadro 3: el mínimo es 31,8 y el máximo 46,5.

Cuadro 3
Estimaciones de los puntajes de status socioeconómico considerando los valores individuales específicos de educación, ingreso y prestigio de cada ocupación

Grandes Grupos Ocupacionales	ISS Valores Individuales
Profesionales y técnicos	46,49
Directores/ Gerentes/ Funcionarios/ Jefes	42,66
Personal administrativo	40,00
Comerciantes/ Vendedores/ Empleados de ventas	37,80
Trabajadores de los servicios	33,71
Artesanos/ Obreros calificados y semi	34,13
Peones/ Obreros rurales /Personal doméstico	31,83
R cuadrado	0,3643
Constante	19,3971
Coefficiente de Educación	1,7595*
Coefficiente de Ingreso	0,0093*
Error estándar de Educación	0,0776
Error estándar de Ingreso	0,0000
N	1127

* Más de tres veces su error estándar

Los resultados para los valores individuales muestran un escaso peso de la variable ingreso en la estimación del status socioeconómico de las ocupaciones, cuando se comparan con resultados del propio Duncan o de revisiones alternativas o complementarias de su enfoque, como las de Featherman y Stevens (1982; en particular Tabla 1, p. 88). De todas maneras, los propios Featherman y Stevens plantean que, aun-

aumentaría el ingreso en 9%. Esta digresión no implica entrar en discusiones referentes a la teoría del capital humano que plantearía más bien el "efecto educación" como el retorno de una inversión donde el componente principal de la misma sería la abstención de ingresos, que resultaría proporcional a los años de educación (Véase discusión en Smith 1990, y Sorensen 1990). Tampoco implica entrar en discusiones vinculadas con una teoría económica (como Becker 1967) que "fácilmente explicaría por qué se espera que las familias de bajos ingresos compren, *ceteris paribus*, menos educación que las más acomodadas (. . .)", lo que se debería, "entre otras razones, a la existencia de un mercado de capitales 'imperfecto', que hace que los préstamos sean más difíciles y caros para los pobres, y a los efectos del ambiente familiar sobre los logros educacionales. Las discrepancias [asegurarían] que los empleos que 'requieren' poca educación sean asignados a la descendencia de las familias de bajos ingresos" (Gagliani 1981; p. 274).

que anteriormente educación e ingreso fueron igualmente importantes como dimensiones subyacentes al prestigio ocupacional, "el énfasis ha cambiado en las últimas dos décadas [70 y 80] hacia la educación. No importa qué combinación de medidas de educación e ingreso se usen, el ingreso tiene menor efecto sobre el prestigio de las ocupaciones" (p. 89).

Ya se señaló que los puntajes de status socioeconómico (Duncan) a partir de valores individuales y los promedios de prestigio explican cada una una tercera parte de la variabilidad de la otra. La medida "mixta" (obtenida a partir de los valores individuales) muestra un coeficiente de determinación de 0,41 con la medida objetiva según Nam y Powers (véanse estos coeficientes en el Cuadro 4); consecuentemente, para las estimaciones con valores individuales cada una de estas medidas explica un 41% de la variabilidad de la otra.

5. Problemas de validez de los resultados

Restaría discutir la validez de los resultados obtenidos, tanto para la escala objetiva (metodología de Nam y Powers) como para el índice de status socioeconómico (metodología de Duncan y la estimación a partir de los datos individuales). En tal sentido, en el Cuadro 4 se presenta una matriz de cuadrados de coeficientes de correlación donde se relacionan los distintos resultados entre sí.

Los valores de los coeficientes R cuadrado entre las distintas alternativas elegidas y el promedio de prestigio, como también de las distintas alternativas entre sí, indican que la variabilidad explicada varía entre un mínimo de 36% a un máximo de 81%, por lo que no se pueden obtener elementos concluyentes sobre la validez de estas construcciones a partir de distintas elaboraciones de los mismos datos. La medida "objetiva" y la "mixta" explican cada una cuatro quintos de la variabilidad de la otra, a nivel de 2 dígitos; en este nivel, donde las mediciones son de naturaleza similar (las variables denotan proporciones de individuos en cada categoría) los resultados son muy alentadores para apoyar la validez de las construcciones propuestas. En relación con la experiencia de los EE UU., puede señalarse que Featherman y Stevens (1982, p. 94) obtienen un valor de R cuadrado de 0,77 entre puntajes de prestigio y el índice socioeconómico de Duncan, para población general, y de 0,61 para jefes de familia. (Estos coeficientes son mayores para actualizaciones que realizan estos autores del índice de Duncan.) Para la relación entre la medida objetiva y la mixta, Nam y Powers (1968, p. 160) encuentran un valor de R cuadrado de 0,94.

Una prueba más exigente, para la alternativa final propuesta en este trabajo, consiste en comparar la medida "mixta" (Duncan) obtenida según los valores individuales con una construcción independiente de los datos usados aquí. Tal alternativa es el ISS de Estados Unidos, actualizado para el año 1970 por Featherman y Stevens (1982). Para 103 casos (clasificación a 3 dígitos) que se consideraron

equiparables,²⁰ el valor de R cuadrado alcanzó a 0,75, lo que indica que cada una de estas escalas explica tres cuartas partes de la variabilidad de la otra. Se consideró que tal resultado hace muy razonable considerar las construcciones de este trabajo como punto de partida para futuras elaboraciones sobre la medición del status socioeconómico de las ocupaciones.

Cuadro 4
Matriz de coeficientes R cuadrado para grandes grupos ocupacionales

	Prestigio	SSE (Nam y Powers)	ISS Duncan	ISS Valores Individ
Prestigio	---	0,650*	0,623*	0,364***
SSE Nam/Powers		—	0,809*	0,414**
ISS Duncan			—	0,553**

* Estos valores fueron estimados con datos agregados a 2 dígitos.

** Estos valores se obtienen atribuyendo a cada categoría de 3 dígitos el puntaje del subgrupo de 2 dígitos que los contiene, para la medición mencionada en la fila

*** Se calcula para la clasificación de 3 dígitos

²⁰ De un total de 168 categorías de 3 dígitos con datos en la construcción local, 103 se consideraron más directamente equiparables con las categorías del censo estadounidense con estimaciones de Featherman y Stevens (alternativa MSEI2, Apéndice A, 1982). Si bien todas estas clasificaciones se aproximan a la CIUO-OIT, hay diferencias y distintos grados de especificación. Incluyendo y excluyendo alternativamente casos en la regresión, R cuadrado variaba entre 0,69 y 0,79, por lo que en el peor de los casos se podría decir que la varianza explicada no sería inferior al 70%.

²¹ Estos autores, al discutir las limitaciones para construir un índice común de roles ocupacionales para ambos sexos, plantean que "La mejor estrategia para la investigación futura parece ser recomendar una indagación inicial de roles más homogéneos o definiciones de empleos más detalladas, que capturen más información sobre diferenciación de tareas que lo que implican las diferencias de status. Esto puede significar el desarrollo de definiciones de las ocupaciones basadas más en la función o en la tarea (por ejemplo, trabajo mental/trabajo manual; autoridad en el empleo) o algunas otras definiciones ligadas a una teoría específica de la estructura social (por ejemplo, posición en la economía política o relaciones de producción). Por el momento, la investigación sobre logro de status usa los puntajes de status como estimadores aproximados [proxys] de la posición en la estructura social" (p. 110).

6. Comentarios finales

Featherman y Stevens (1982) han subrayado las dificultades que se presentan en la elección de una métrica de posición ocupacional,²¹ puntualizando que, en distintas líneas de investigación sociológica, como en los modelos de logros ocupacionales, "las estimaciones de parámetros no son indiferentes a la elección de un índice de posición

social" (p. 108). Agregan los autores que "Desgraciadamente, el estado de las artes en la investigación sobre estratificación es que no hay consenso acerca de razones sustantivas para usar un índice de prestigio *versus* uno socioeconómico" (p. 108). Por ello, cierran su discusión con un argumento pragmático que, basado "en un cuerpo considerable de evidencia empírica", plantea que siempre que exista la opción debería elegirse un índice socioeconómico de posición ocupacional en vez de uno de prestigio para el estudio de la movilidad y los procesos de logro de status (p. 108). En el caso local, la sugerencia es utilizar la escala de prestigio AJ, o la Escala Internacional de Treiman, hasta tanto pueda avanzarse en el desarrollo de mediciones "objetivas" o "mixtas" de status socioeconómico de las ocupaciones.

Es importante subrayar, para concluir, que los resultados obtenidos en este estudio podrían tomarse como *un punto de partida* razonable para elaboraciones sobre el tema²² dentro de la expectativa que genere una discusión conducente a un proyecto amplio sobre medición del status socioeconómico de las ocupaciones en Argentina.

En un párrafo final, se podría repetir con Featherman y Stevens (1982): "Nos apresuramos a recordar a nuestros colegas que lo que aprenderemos acerca de la estratificación ocupacional a través del uso de esta escala no será ni más ni menos índice-específico que con otro índice. Ello hace recomendable que consideremos seriamente la necesidad de contar con convenciones estandarizadas si vamos a ser capaces de comparar resultados entre estudios y de construir una ciencia social acumulativa en este campo" (p. 111).

²² Un evaluador anónimo señaló que estas notas no deberían exceder el marco de un ejercicio metodológico, dadas las limitaciones del material empírico y el reducido número de ocupaciones de la escala de prestigio (26) que pudo utilizarse para la construcción del índice de status socioeconómico. Puede comentarse aquí lo siguiente: a) el tamaño muestral es más crítico para el caso de una escala objetiva, cuando se propone un alto nivel de desagregación de la clasificación ocupacional (que se limita aquí a 1 y 2 dígitos, con pruebas de validez muy alentadoras); b) la reducida cantidad de ocupaciones de la escala de prestigio utilizadas para la escala "mixta" (26) tuvo la variedad necesaria como para no introducir sesgos aparentes. No hay que olvidar que muchos países construyeron escalas de prestigio con una cantidad de títulos ocupacionales alrededor de 26: de las 85 escalas usadas para construir la Escala Internacional Estándar, 23 tienen 26 títulos o menos y otras 22 tienen entre 27 y 35 títulos; (véase Treiman, pp. 31-41); c) una alternativa discutida al final trabaja con *todos* los casos (1127) y sus valores *individuales* de prestigio, educación e ingreso, señalándose que la validez de dicha propuesta es atendible al comparar los resultados locales con los de EE.UU. De aquí que se sugiera considerar esta discusión como *un punto de partida* razonable y no como un mero ejercicio metodológico. Todo esto no implica negar la conveniencia de una mayor cantidad de casos - más marcada en las escalas "objetivas" - y la deseabilidad de contar con más títulos equiparables de las escalas de prestigio - que en la escala AJ no podrían exceder de 50 - en la elaboración de medidas mixtas.

Apéndice A
Puntajes de escalas de las ocupaciones
según Clasificación Internacional Uniforme de las Ocupaciones
(CIUO-OIT) a 2 dígitos

Cód.	Título ocupacional	Escala prestigio	SES escala objet Nam y Powers	ISS escala mixta Duncan	'ISS' valor indiv. (media 2 díg.)
0/1	PROFESIONALES, TECNICOS Y TRABAJADORES ASIMILADOS				
01	Especialistas en ciencias físico-químicas y técnicos asimilados	67,0	91,9	51,2	54,1
02	Arquitectos, ingenieros	72,1	99,3	55,5	47,2
03	Técnicos de arquitectura e ingeniería	52,1	87,2	50,8	47,2
04	Pilotos y oficiales de cubierta y oficiales maquinistas (aviación y marina)	45,5	87,2	55,5	48,0
05	Biólogos, agrónomos y técnicos asimilados	57,0	67,2	36,8	46,1
06	Médicos, odontólogos, veterinarios y farmacéuticos	70,8	96,0	54,3	48,1
07	Técnicos asimilados a la medicina	47,4	71,8	41,6	48,1
08	Estadígrafos, matemáticos, analistas de sistemas y técnicos asimilados	63,4	90,3	54,1	45,9
11	Contadores	67,0	94,5	51,8	51,9
12	Juristas	68,0	96,5	53,4	54,0
13	Profesores	54,9	55,8	51,2	44,5
14	Miembros del clero y asimilados	30,0	70,6	51,2	44,1
15	Autores, periodistas y escritores asimil	56,0	70,6	37,4	45,2
16	Escultores, pintores, fotógrafos y artistas asimilados	50,4	70,6	37,4	39,0
17	Músicos, artistas, empresarios y productores de espectáculos	52,3	91,1	39,8	42,2
18	Atletas, deportistas y trabajadores asimil.	51,0	83,1	47,1	43,6

APROXIMACIONES A LA MEDICION DEL

19	Profesionales, técnicos y trabajadores asim. no clasificados bajo otros epígrafes	56,8	96,8	47,1	48,8
<hr/>					
2	DIRECTORES Y FUNCIONARIOS PUBLICOS SUPERIORES				
<hr/>					
21	Directores y personal directivo	56,4	96,9	55,5	52,1
<hr/>					
3	PERSONAL ADMINISTRATIVO Y TRABAJADORES ASIMILADOS				
<hr/>					
30	Jefes de empleados de oficina	44,0	83,1	38,8	39,8
31	Agentes administrativos (administración pública)	55,0	91,3	47,1	44,6
32	Taquígrafos, mecanógrafos y operadores de máquinas perforadoras de tarjetas y cintas	39,5	80,3	47,1	42,2
33	Empleados de contabilidad, cajeros y trabajadores asimilados	32,7	76,4	46,8	42,1
34	Operadores de máquinas para cálculos contables y estadísticos	56,0	74,3	45,8	42,1
35	Jefes de servicios de transportes y de comunicaciones	32,3	55,8	26,3	34,8
36	Jefes de tren, controladores de coches-cama y cobradores	24,0	55,8	26,3	32,5
37	Carteros y mensajeros	28,0	30,9	19,9	36,9
38	Telefonistas y telegrafistas	54,0	53,1	33,2	26,0
39	Personal administrativo y trabajadores asim. no clasificados bajo otros epígrafes	33,6	53,1	33,2	39,1
<hr/>					
4	COMERCIANTES Y VENDEDORES				
<hr/>					
40	Directores (comercio al por mayor y menor)	51,0	80,2	38,7	38,0
41	Comerciantes propietarios (comercio al por mayor y al por menor)	45,0	80,2	38,7	41,2
42	Jefes de ventas y compradores	50,0	88,0	47,9	44,3
43	Agentes técnicos de ventas, viajantes de comercio y representantes de fábrica	42,0	82,0	40,6	39,5

96

ESTUDIOS DEL TRABAJO Nº 4

44	Agentes de seguros, agentes inmobiliarios, agentes de cambio y bolsa, agentes de venta de servicios a las empresas y subastadores	45,9	83,8	43,4	47,1
45	Vendedores, empleados de comercio y trabajadores asimilados	36,8	46,0	27,4	36,6
<hr/>					
5	TRABAJADORES DE LOS SERVICIOS				
<hr/>					
51	Gerentes propietarios (servicios de hostelería, bares y similares)	45,0	47,9	23,7	30,1
52	Jefes de personal de servidumbre	41,0	68,3	23,7	33,3
53	Cocineros, camareros, bármans y trabajadores asimilados	31,8	16,5	20,3	33,4
54	Personal de servidumbre no clasificado bajo otros epígrafes	32,0	12,8	17,8	32,2
55	Guardianes de edificios, personal de limpieza y trabajadores asimilados	18,0	9,3	16,0	32,2
57	Peluqueros, especialistas en tratamientos de belleza y trabajadores asimilados	36,0	39,8	21,9	33,8
58	Personal de servicios de protección y seguridad	30,0	20,1	21,2	34,2
59	Trabajadores de los servicios no clasificados bajo otros epígrafes	26,0	41,9	23,4	36,3
<hr/>					
6	TRABAJADORES AGRICOLAS Y FORESTALES, PESCADORES Y CAZADORES				
<hr/>					
61	Explotadores agrícolas	53,0	80,2	55,5	55,7
62	Obreros agrícolas	35,0	5,0	13,5	28,2
<hr/>					
7 / 8 / 9	OBREROS NO AGRICOLAS, CONDUCTORES DE MAQUINAS Y VEHICULOS DE TRANSPORTE Y TRABAJADORES ASIMILADOS				
<hr/>					
7	GRAN GRUPO 7 DENTRO DEL GRAN GRUPO 7/8/9				
<hr/>					
70	Contra maestres y capataces mayores	39,0	63,1	29,9	35,5
72	Obreros metalúrgicos	32,3	36,2	16,0	30,3
73	Obreros de tratamiento de la madera y de la fabricación de papel	25,5	24,4	16,7	32,2

97

74	Obreros de los tratamientos químicos y trabajadores asimilados	31,3	8,7	17,8	30,0
75	Hilanderos, tejedores, tintoreros y trabajadores asimilados	26,0	38,4	17,8	34,4
76	Obreros de la preparación, curtido y tratamiento de pieles	38,0	41,7	17,8	32,3
77	Obreros de la preparación de alimentos y bebidas	33,8	38,1	19,3	30,7
79	Sastres, modistos, peleteros, tapiceros y trabajadores asimilados	35,0	23,8	20,3	33,2
<hr/>					
8	GRAN GRUPO 8 DENTRO DEL GRAN GRUPO 7/8/9				
80	Zapateros y guarnicioneros	37,4	40,9	17,5	34,3
81	Ebanistas, operadores de máquinas labrar madera y trabajadores asimilados	38,1	53,3	28,8	36,6
83	Obreros de la labra de metales	38,2	52,1	25,7	35,1
84	Ajustadores-montadores e instaladores de maquinaria e instrumentos de precisión, relojeros y mecánicos (excepto electricistas)	41,8	69,7	26,6	35,3
85	Electricistas, electronicistas y trabajadores asimilados	42,1	59,9	29,8	36,6
86	Operadores de estaciones emisoras de radio televisión, y de equipos de sonorización y de proyecciones cinematográficas	42,3	88,6	48,2	41,8
87	Fontaneros, soldadores, chapistas, caldereros y preparadores y montadores de estructuras metálicas	35,3	48,7	21,6	32,6
88	Joyeros y plateros	40,0	52,6	28,8	31,8
89	Vidrieros, ceramistas y trabajadores asim.	31,9	52,6	28,8	35,0
<hr/>					
9	GRAN GRUPO 9 DENTRO DEL GRAN GRUPO 7/8/9				
90	Obreros de la fabricación de productos de caucho y plástico	30,0	19,6	19,0	33,5
91	Confeccionadores de productos de papel y cartón	26,0	16,6	15,8	29,8

98

92	Obreros de las artes gráficas	38,0	62,0	27,2	38,2
93	Pintores	33,5	31,1	15,6	32,4
94	Obreros manufactureros y trabajadores asim. no clasificados bajo otros epígrafes	40,0	69,1	47,0	41,4
95	Obreros de la construcción	27,5	28,1	19,2	32,3
96	Operadores de máquinas fijas y de instalaciones similares	31,0	28,1	19,2	26,2
97	Obreros de la manipulación de mercancías y materiales y de movimiento de tierras	16,6	21,5	17,4	31,7
98	Conductores de vehículos de transporte	36,0	52,0	28,2	35,6
99	Peones no clasific. bajo otros epígrafes	16,0	5,1	19,6	32,0
<hr/>					
	MEDIA	41,4	57,7	33,1	38,6
	DESVIACION ESTANDAR	12,9	27,0	13,5	7,1
	COEFICIENTE VARIABILIDAD	0,3	0,5	0,4	0,2
	VALOR MAXIMO	72,1	99,3	55,5	55,7
	VALOR MINIMO	16,0	5,0	13,5	26,0
	RANGO	56,1	94,3	42,0	29,7

NOTA:

¹⁰ No se discuten aquí las virtudes o defectos de la CIUO (OIT); se la utiliza porque ofrece un grado de estandarización de gran alcance, tanto a nivel local como internacional. Sobre clasificaciones de este tipo, como el Diccionario de Títulos Ocupacionales usado por la Oficina de Censos de Estados Unidos, se ha señalado que comprenden "categorías inescapablemente *ad hoc*". Al menos gruesamente, diferencian función en la división del trabajo remunerado. Reflejan descripción de tarea (...) y contexto organizacional (...). No reflejan directamente autoridad, poder, clase social, o cualquiera de las fuentes más populares generadoras de una jerarquía social unitaria. Y sin embargo varios

aspectos de jerarquía están claramente involucrados. Las profesiones que requieren entrenamiento extensivo, destreza, o ambas, se diferencian unas de las otras y de empleos que demandan menos capital humano. Se distinguen diferentes destrezas ocupacionales (...) y estas distinciones a menudo delimitan un acceso diferencial a las ventajas sociales (Rytina, 1992; pp. 1660-1661). La OIT ha adoptado una clasificación decimal, donde un "mecanógrafo" puede ser clasificado a 1 dígito, que corresponde a los grandes grupos (3: "Personal administrativo y trabajadores asimilados"); a 2 dígitos, que corresponde a los subgrupos (3-2: "Taquígrafos, mecanógrafos y operadores de máqui-

99

nas perforadoras"); a 3 dígitos, que corresponden a los grupos primarios (3-21: "Taquígrafos, mecanógrafos y teletipistas"); y, finalmente, a 5 dígitos que corresponde a la categoría ocupacional o profesional (3-21.40: "Mecanógrafo") A un evaluador anónimo le pareció "grave" nuestro uso "acrílico" de la CIUO. No es lugar aquí para discutir esa elaborada clasificación realizada por expertos de distintos países y que se revisa periódicamente; no conocemos una alternativa para que investigadores que trabajan con diversas descripciones ocupacionales puedan asignarlas a categorías estandarizadas y públicas. Nada impide que algunos investigadores armen sus propias clasificaciones y recategoricen ordenamientos propuestos por otros

Si hubiese interés de usar alguna de las tres versiones de estas nuevas construcciones, debe contarse con la descripción de las categorías de la CIUO-OIT. Si la ocupación no estuviese incluida en la escala, pueden seguirse

tres aproximaciones: a) calcular el promedio simple de las categorías de dos dígitos correspondientes al Gran Grupo donde la ocupación de interés se insertaría; b) usar las estimaciones para los grandes agrupamientos que se presentan en el cuerpo central de este trabajo; o c) buscar la categoría de dos dígitos de mayor similitud. Por ejemplo: la ocupación de "Lavandera" correspondería al código 56 de la CIUO-OIT, que no figura aquí. Si se desea usar el ISS según Duncan, el promedio simple sería 21,0; la estimación según el gran agrupamiento presentada en el cuerpo del trabajo daría 19,7; la categoría más asimilable, según lo que puede leerse en la descripción de la CIUO-OIT, sería el código 54, con un valor de 17,8. Como posible sugerencia para estos procedimientos u otros alternativos, pueden consultarse las "Reglas" del Apéndice E en Acosta y Jorrat (1992)

Apéndice B:

Listado de las 26 ocupaciones de la Escala de Prestigio que resultaron comparables con las de la Encuesta Permanente de Hogares

- | | |
|---------------------------------|------------------------------|
| 1) Albañil | 14) Funcionario público |
| 2) Agente de policía | 15) Jefe de cocina |
| 3) Agente de seguros | 16) Kiosquero |
| 4) Ajustador mecánico | 17) Maestra primaria |
| 5) Barman | 18) Médico |
| 6) Capataz en fábrica | 19) Obrero automotriz |
| 7) Carnicero | 20) Obrero metalúrgico |
| 8) Carpintero | 21) Obrero portuario |
| 9) Contador Público | 22) Obrero rural |
| 10) Chofer de ómnibus | 23) Operador de computadoras |
| 11) Director/Gerente de empresa | 24) Portero |
| 12) Empleado de oficina | 25) Secretaria |
| 13) Enfermera diplomada | 26) Viajante de comercio |

NOTA:

Apéndice C:

Un ejercicio sobre la relación entre Educación e Ingreso

Nivel de Educación	Media Ingreso (Austr.)	% Media Grupo sobre la Media General	Años de Educación
Primaria Incompleta	65 883	61,8	3,5
Primaria Completa	71 027	66,6	7
Secundaria Incompleta	99 447	93,2	2,5
Secundaria Completa	127 650	119,7	5
Terciaria Incompleta	81 200	76,1	1
Terciaria Completa	92 382	86,6	2
Universitaria Incompleta	163 602	153,4	3
Universitaria Completa	247.760	232,3	6
Media general (muestra)	106 665,4		

Aumento de ingreso por cada año extra de educación *% Aumento en ingreso*

Cada año extra de educación primaria:	2,2%
Cada año extra de educación secundaria:	10,5%
Cada año extra de educación universitaria:	14,8%

NOTA:

Como racional de un ejercicio parecido al presente, Jencks y otros (1973, pp. 221-225) señalan que a comienzos de los años 1960 era moda comparar los ingresos de un nivel completo de educación en relación con el de los que abandonan ese nivel, y atribuir la diferencia a la posesión de un título en dicho nivel. Por supuesto, como aclaran estos autores, sería in-

conducente decir aquí que una persona que no terminó la escuela primaria podría haber alcanzado un ingreso de un 232% del promedio general en vez del 62% si hubiese logrado un título universitario. Para ello, hubiera necesitado "todas las otras características que diferencian a los graduados universitarios de los que abandonan la escuela primaria" (Jencks y otros

1973; p. 222), muy relevantemente un ambiente familiar distinto (Teachman 1987), un diferente "capital humano" - educación de los padres- y un diferente "capital social" - dedicación de los padres a la educación de los hijos, que decrece con el número de hijos- (Coleman 1988) Así, lo razonable - siguiendo a Jencks y otros - es comparar los incrementos anuales que deben ser compuestos (multiplicados) para alcanzar un incremento agregado de 3,5, 2,5 y 3 años en cada nivel. El cociente entre la media del grupo de nivel completo (como % de la media general) en la media de ese mismo nivel incompleto (como % de la media general), fue elevado a 1/ 3,5, a 1/ 2,5 y a 1/ 3 en los respectivos niveles primario, secundario y universitario. Para estandarizar, se tomaron los incrementos de medias de ingreso de cada grupo como promedio de la media del cuarto de

muestra de la EPH - población económicamente activa -, GBA, octubre de 1988, que constituyó la base de datos de este trabajo. Obsérvese que se trata de relaciones entre promedios, no de casos individuales. Así, se excluye cualquier diferenciación entre el valor de un año de estudios en ciencias económicas o medicina versus el de un año de estudios en un profesorado de idiomas. Quedan igualmente excluidas, por ejemplo, posibles referencias a variables del tipo "talento" individual para explicar las variaciones en logros educacionales (y, consecuentemente, en ingreso), no sólo por tratarse de promedios sino más bien porque el "talento" es inútil como variable independiente explicativa de tales logros, ya que no puede discernirse - medirse separadamente - de la variable dependiente - "logros" o "excelencia"- (véase Chambliss 1989)

Bibliografía

ACOSTA, L. R. Y JORRAT, J. R. (1991), "Escala argentina de prestigio ocupacional", en *Desarrollo Económico*, Vol. 30, nro. 20.

ACOSTA, L. R. Y JORRAT, J. R. (1992), *Prestigio de las ocupaciones en Argentina: construcción de una escala*, Serie Cuadernos, N° 5, Instituto de Investigaciones, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires.

BECKER, G., (1964), *Human Capital*, Nueva York, National Bureau of Economic Research.

BECKER, G., (1967), *Human Capital and the Personal Distribution of Income*, Woytinsky Lecture 1, East Lansing, Michigan State University. (Citado en Gagliani, 1981).

BLAU, P. M. Y DUNCAN, O. D. (1967), *The American Occupational Structure*, Nueva York, Wiley.

CLARK, T. N. Y LIPSET, S. M. (1991), "Are Social Classes Dying?", *International Sociology*, 6, págs. 397-410.

COLEMAN, J. S. (1988), "Social Capital in the Creation of Human Capital", *American Journal of Sociology*, 94, Suplemento, págs. 95-120.

CHAMBLISS, D. F. (1989), "The Mundanity of Excellence: An Ethnographic Report on Stratification and Olympic Swimmers", en *Sociological Theory*, 7, págs. 70-86.

DUNCAN, O. D. (1961), "A Socioeconomic Index for All Occupations", Cap. VI en Albert J. Reiss (Jr.), *Occupations and Social Status*, Nueva York, Free Press.

FEATHERMAN, D. L. Y STEVENS, G. (1982), "A Revised Socioeconomic Index of Occupational Status: Application in Analysis of Sex Differences in Attainment", en Mary G. Powers (comp.), *Measures of Socioeconomic Status*, Boulder (Colorado), Westview Press, págs. 83-128.

GAGLIANI, G. (1981), "How many working classes?" en *American Journal of Sociology*, 87, págs. 259-287.

FEATHERMAN, D. L. Y HAUSER, R. M. (1976), "Prestige or Socioeconomic Scales in the Study of Occupational Achievement?" en *Sociological Methods and Research*, 4, págs. 403-422.

GRUSKY, D. B. Y VAN ROMPAEY, S. E. (1992), "The Vertical Scaling of Occupations: Some Cautionary Comments and Reflections", en *American Journal of Sociology*, 97, págs. 1712-1728.

HAUSER, R. M. Y LOGAN, J.A. (1992), "How Not to Measure Intergenerational Occupational Persistence", en *American Journal of Sociology*, 97, págs. 1689-1711.

HOPE, K. (1982), "A Liberal Theory of Prestige", en *American Journal of Sociology*, 87, págs. 1011-1031.

JENCKS, C. y otros (1973), *Inequality*, Nueva York, Harper.

JENCKS, C. y otros (1979), *Who Gets Ahead? Determinants of Economic Success in America*, Nueva York, Basic Books.

JENCKS, C. y otros, PERMAN, L. Y RAINWATER, L. (1988), "What is a Good Job? A New Measure of Labor Market Success", en *American Journal of Sociology*, 93, págs. 1322-1357.

JOHNSTON, J. (1984), *Econometric Methods*, 3ra. edición, Nueva York, McGraw-Hill.

KERCKHOFF, A. C., CAMPBELL, R. T. Y TROTT, J. M. (1982), "Dimensions of Educational and Occupational Attainment in Great Britain", en *American Sociological Review*, 47, págs. 347-364.

NAM, C. B. Y POWERS, M. G. (1968), "Changes in the Relative Status Level of Workers in the United States, 1950-60", en *Social Forces*, 47, págs. 158-170.

NAM, C. B., POWERS, M. G. Y TERRIE, W. E. (1982), "Measurement of Socioeconomic Status from United States Census Data", en Mary G. Powers (comp.), *op. cit.*, págs. 29-42.

ORGANIZACIÓN INTERNACIONAL DEL TRABAJO (1980), *Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones*, Edición revisada, 1968, Ginebra, Publicaciones de la OIT.

POWERS, M. G. (1982), "Measures of Socioeconomic Status: An Introduction", en Mary G. Powers (comp.), *op. cit.*, págs. 1-28.

POWERS, M. G. Y HOLMBERG, J. J. (1982), "Occupational Status Score: Changes Introduced by the Inclusion of Women", en Mary G. Powers (comp.), *op. cit.*, págs. 55-82.

RYTINA, S. (1992a), "Scaling the Intergenerational Continuity of Occupation: Is Occupational Inheritance Ascriptive after All?" en *American Journal of Sociology*, 97, págs. 1658-1688.

RYTINA, S. (1992b), "Response to Hauser and Logan and Grusky and Van Rompaey", en *American Journal of Sociology*, 97, págs. 1729-1748.

SMITH, M. R. (1990), "What is New in the 'New Structuralist' Analyses of Earnings?" en *American Sociological Review*, 55, págs. 827-841.

SORENSEN, A. B. (1990), "Throwing the Sociologist Out? A Reply to Smith", en *American Sociological Review*, 55, págs. 842-845.

TEACHMAN, J. D. (1987), "Family Background, Educational Resources, and Educational Attainment", en *American Sociological Review*, 52, págs. 548-557.

TREIMAN, D. J. (1977), *Occupational Prestige in Comparative Perspective*, Nueva York, Academic Press.

WONNACOTT, T. H. Y WONNACOTT, R. J. (1981), *Regression: A Second Course in Statistics*, Nueva York, J. Wiley.

WRIGHT, E. O. (1983), *Clase, Crisis y Estado* (edición en inglés, 1977), Madrid, Siglo XXI.

Resumen

A partir de un cuarto de muestra de la EPH del GBA (1988), se discuten alternativas de medición (y ordenamiento) del status socioeconómico de las ocupaciones. Se buscan así medidas sumarias que permitan ubicar posiciones individuales en un sistema de estratificación. Sin acentuar los aspectos teórico-conceptuales, se introducen diversas referencias a posiciones contrapuestas sobre tales construcciones, destacándose el carácter índice-específico de cualquier intento. Tales construcciones fueron: a) una escala objetiva, según una combinación de información sobre educación e ingreso de quienes detentan

esas ocupaciones; b) un índice de status socioeconómico, que relaciona funcionalmente (vía una ecuación de regresión) los datos anteriores con puntajes de prestigio de las ocupaciones; y c) una versión de la construcción anterior, pero a partir de información sobre los datos individuales y no agregados en categorías más amplias. Luego de discutir alcances y limitaciones de cada una, se realizan algunas pruebas de validez consideradas satisfactorias. Se describen finalmente los valores de escala para las distintas alternativas, con recomendaciones e indicaciones para su uso.

106

C O M U N I C A C I O N E S

Aída Quintar

Pequeños y medianos empresarios frente al cambio tecnológico

El caso de los metalmecánicos de Buenos Aires, Córdoba y Santa Fe.

Introducción

Frente a la crisis económica y social que estalló durante los años setenta, cuestionando el paradigma industrial vigente en los capitalismo avanzados del norte, se inicia un proceso de revalorización del papel de las pequeñas y medianas empresas como estructuras de organización productiva más flexibles que las grandes fábricas y, también, del empresario de dichas empresas como un sujeto clave en la trayectoria evolutiva de esas firmas.

Así como el éxito alcanzado en diversos contextos por las pequeñas y medianas empresas, y las subcontratistas enroladas en el método del *Just in Time (JIT)* del modelo toyotista, los distritos industriales italianos de la Tercera Italia y las redes de empresas especializadas de algunas regiones de Alemania y Francia o las pequeñas y medianas empresas de algunos parques tecnológicos en los Estados Unidos (como es el caso del Silicon Valley y el corredor 121) sembró esperanzas entre algunos estudiosos del tema acerca de la trascendencia que podría adquirir el resurgimiento de las PYMES en la configuración de un modelo de salida a la crisis, también despertó desconfianzas en otros.

En ese debate hay una amplia gama de posturas teóricas que abarca desde quienes visualizan en este fenó-

107

Aída Quintar es consultora externa de la CEPAL en el Programa PRIDRE-CFI-CEPAL.

Comunicación presentada al 1º Congreso Nacional de Estudios del Trabajo ASET, mayo de 1992.

La información utilizada en este artículo proviene de estudios realizados en el PROGRAMA PRIDRE-CFI-CEPAL citados en la Bibliografía.