

Cuadernos de Economía, Vol. 41 (Abril), pp. 125-162, 2004

¿VENTAJAS ABSOLUTAS O COMPARATIVAS EN LAS HABILIDADES
LABORALES? EVIDENCIA PARA EL MERCADO DEL TRABAJO
CHILENO A PARTIR DE LA ENCUESTA IALS*

IGNACIO RODRÍGUEZ**

ABSTRACT

A recurrent topic in labor economics is that of the existence of comparative advantages derived from the heterogeneity of both workers and tasks. This paper overcomes the standard problem of insufficient data to test comparative advantages by employing the Chilean data contained in the 2001 IALS survey. Following Rosen's (1986) methodology the paper provides support for the hypothesis that workers and tasks are essentially heterogeneous and that comparative advantages largely determine workers' incomes.

RESUMEN

Las ventajas comparativas en el mercado laboral, asociadas al reconocimiento de la heterogeneidad de trabajadores y puestos de trabajo, es un tema recurrente en la literatura. Si se reconoce que las características, habilidades y destrezas de las personas no pueden ser consideradas en una sola dimensión y que las características y requerimientos de los puestos de trabajo tampoco son unidimensionales, entonces no es posible clasificar a las personas como más hábiles o menos hábiles en términos genéricos. La falta de datos apropiados es una de las restricciones más frecuentes para poder abordar empíricamente los modelos de asignación, en general, y la valoración de ventajas comparativas,

* Sin las sugerencias y comentarios de Claudio Sapelli este trabajo no hubiese sido posible.

** AFP PROVIDA. E.mail: irodriguez@afpprovida.cl

JEL classification: J22, J31, C34

Keywords: Labour Market, Comparative Advantage, Chile.

en particular. Para el presente trabajo se contó con una base de datos privilegiada, fruto de la participación de Chile en el proceso patrocinado por la OECD de la “Encuesta Internacional de Alfabetización de Adultos” (IALS, por sus siglas en inglés). Se aplican a los datos del mercado laboral contenidos en la encuesta dos modelos desarrollados por Sherwin Rosen a partir del trabajo seminal de Roy. Las estimaciones propuestas permiten reafirmar para el caso local la importancia de considerar las ventajas comparativas al analizar los ingresos salariales. Lo hace, además, desde dos perspectivas distintas y complementarias.

“Specialization and division of labor in the organization of work activities are ubiquitous; suggesting that labor markets might be usefully analyzed as marriage markets, matching workers to job”

Sherwin Rosen¹

1. INTRODUCCIÓN

El 17 de marzo de 2001 murió el destacado profesor de la Escuela de Chicago Sherwin Rosen, líder en el campo de la economía laboral y a la sazón presidente de la *American Economic Association*. El trabajo de este distinguido académico estuvo guiado por una visión que busca entender el mercado laboral en una perspectiva de equilibrio y que se entronca en algunas ideas básicas de la economía que podemos referir a Adam Smith y su teoría de las diferencias igualizantes² y a las teorías de Ricardo sobre las ventajas comparativas (Rosen, 1977a).

La visión de equilibrio se contraponen al estudio de los temas laborales a partir de las anomalías o fallas de mercado, a las explicaciones *ad hoc* o arbitrarias, y a las teorías del desequilibrio que captaron la atención de los economistas laborales en décadas recientes³. Por otro lado, la complejidad que incorpora al análisis explica que “estos conceptos difieren ostensiblemente de los utilizados en los modelos tradicionales del análisis macroeconómico” (Coloma y Sapelli, 1996, 186-187). Estos últimos, al simplificar el problema considerando una oferta y demandas homogéneas por trabajo, “esconden” la principal función del mercado laboral: el

¹ Rosen (1977b, pp. 2).

² Particularmente el capítulo 10 de *La Riqueza de las Naciones*. Una aplicación más cercana en el tiempo de la teoría de diferencias igualizantes, y de la cual se nutre directamente el desarrollo de Rosen, es la de Friedman y Kuznets (1945).

³ Dos ejemplos de la aplicación de la teoría del desequilibrio para el caso de Chile en la década de los años 1980 son Eyzaguirre (1980) y Riveros y Arrau (1984).

proceso de “emparejamiento” (*matching*) entre trabajadores y puestos de trabajo que son heterogéneos. Las características de este proceso llevan al profesor Rosen a buscar en el trabajo de Gary Becker (1974) sobre el matrimonio, instrumentos que le permitan modelar este proceso de asignación. Como bien destaca el mismo Rosen, al mismo tiempo que se verifica la “venta” de servicios laborales por parte del trabajador a la empresa, éste “compra” las características de su trabajo. De la misma forma la empresa cumple el doble papel de oferente y demandante.

Al considerar el proceso de asignación en un contexto de equilibrio, es posible entender que personas con ciertas características específicas son las que asumen también determinados tipos de trabajos⁴. Esta noción tan sencilla es sumamente poderosa y permite entender una serie de temas de gran interés público y darles un tratamiento sistemático. La economía de la discriminación, los sistemas remunerativos al interior de las empresas, la distribución del ingreso, la valoración de la seguridad en el trabajo, la naturaleza de los contratos implícitos, el desempleo, los ingresos laborales de las “superestrellas”, diferentes aspectos de la teoría del capital humano, la literatura de tasas de retorno a la educación, son algunos de los temas abordados por el profesor Rosen, quien supo insertarse en la mejor tradición económica para aplicar un análisis riguroso e iluminador de estos fenómenos (ver Rosen, 1981 y 1983). Todos ellos le exigieron incorporar (y resaltar) en su análisis la heterogeneidad de personas y puestos de trabajo.

El presente trabajo busca aprovechar la confluencia de dicho desarrollo teórico y empírico con la información recabada por el proceso de la encuesta IALS, llevado a cabo en Chile en 1998, como parte de un esfuerzo internacional patrocinado por la OECD. Esta encuesta evalúa a la población adulta en tres dominios de competencias básicas que se pueden asociar a niveles superiores de alfabetización: prosa, documentos y cuantitativo. Junto a los resultados de los test se obtuvo una completa encuesta de los participantes, que incluye, entre otros, antecedentes laborales, educativos y familiares. De esta manera se cuenta con una base de datos privilegiada para modelar el proceso de asignación de trabajadores y puestos de trabajo, y la relación entre la estructura del mercado laboral y el sistema educativo chileno.

En particular, la pregunta que se busca contestar se refiere al predominio de ventajas comparativas en las habilidades valoradas en el mercado laboral, un aspecto recurrente y central en toda esta literatura. Para hacer esto se recurrirá a dos modelos de selección derivados de los trabajos de Rosen y que, tomando como punto de partida común el modelo de Roy (1951), enfrentan el problema desde perspectivas diferentes, aunque complementarias.

En el primer caso se considerará el mercado laboral como un todo y, sin identificar los distintos tipos de trabajo existentes, se evaluará la valoración de las habilidades medidas en el test. Respecto de ellas se buscará responder al menos tres preguntas. En primer lugar, ¿podemos asociar estas habilidades con los niveles de ingreso? Después de todo, la OECD (1995) estima que son competencias

⁴ Nada más alejado de esta visión que modelar la asignación aleatoriamente, como si se hiciera mediante una tómbola.

necesarias para desarrollarse adecuadamente en la era de la información y eso justifica en gran medida su evaluación en la encuesta.

Más interesante que confirmar lo anterior es verificar la importancia de considerar una perspectiva multidimensional: ¿basta con ordenar a las personas de acuerdo a su nivel absoluto de habilidades o son importantes las dotaciones relativas? Como se verá más adelante los resultados para los tres dominios tienen una correlación altísima, ¿significa entonces que se mide tres veces lo mismo?, ¿es posible identificar, a nivel de todo el mercado laboral, una dimensión más valorada? En este segundo nivel de interrogantes la importancia de las ventajas comparativas afloran con nitidez. Como lo mostrarán los resultados, hay evidencia de que incluso en este caso las dotaciones relativas importan y en el proceso de asignación las ventajas comparativas son relevantes, pese a que las dimensiones de habilidad consideradas son tan similares en su tipo y están fuertemente correlacionadas⁵.

Por último, y más allá de este resultado general que confirma la pertinencia de la teoría, será de interés analizar el resultado específico: ¿cuál es el dominio más valorado?, ¿cuál es la relevancia de este resultado para el mercado laboral y el sistema educativo?, ¿es posible aventurar alguna hipótesis que lo relacione con la estructura de la oferta y demanda laboral?

Para trabajar con el segundo modelo se identificarán explícitamente dos tipos de trabajo asociados a los niveles de educación requeridos para ellos⁶. En este caso se hace necesario modelar el proceso de selección entre estos dos grupos. Siguiendo parte del trabajo de Willis y Rosen (1979), el tema de las ventajas comparativas y absolutas será abordado desde una perspectiva distinta. Ahora se trata de verificar si cada sector es capaz de atraer a los mejores de la población para desarrollar ese tipo de trabajo.

En un resultado que puede sorprender se verificará la misma estructura que identificaron Willis y Rosen para su base de datos: un ordenamiento no jerárquico donde, en promedio, los que eligen un cierto sector tienen un ingreso esperado en él superior al de la población completa en dicho tipo de trabajo. De esta manera las ventajas comparativas vuelven a hacerse presentes ahora, ya no sólo en la forma en que habilidades específicas son valoradas en el mercado⁷ sino también en el ordenamiento entre sectores, donde no es posible decir que haya alguno que

⁵ Probablemente es más fácil convencerse de que las ventajas comparativas son relevantes cuando consideramos dimensiones más diversas, como pueden ser la fuerza física, la capacidad de trabajar en equipo, la honestidad o la buena presencia. Aquí en cambio se están considerando tres habilidades cognitivas que pueden ser englobadas en el concepto de alfabetización. La evidencia de que incluso en este caso las dotaciones relativas son importantes confirma la aseveración del profesor Rosen respecto a la ubicuidad del tema de la heterogeneidad en el análisis del mercado laboral.

⁶ Para cada sector se planteará una ecuación de ingreso del tipo formulado en el primer modelo (es decir, que incorporen la información de los niveles absolutos y relativos de habilidad), las que deberán ser corregidas para considerar el sesgo de selección.

⁷ De hecho, en la ecuación de ingresos de cada uno de los dos sectores se reafirmará la valoración que hace el mercado de las dotaciones relativas, reforzando la evidencia presentada a propósito de las estimaciones para el mercado completo.

capte a los más hábiles en términos genéricos. En términos más específicos, este resultado tiene importantes consecuencias sobre la literatura de tasas de retorno a la educación, particularmente en lo que se refiere al sesgo de habilidad.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 2 se amplía el contexto en el cual se enmarca el trabajo. La sección 3 hace una presentación muy simple de la información disponible en la base de datos utilizada. Luego se aborda el marco analítico y se presentan los dos modelos a utilizar. La sección 5 da comienzo a la revisión empírica con un análisis descriptivo preliminar. Las dos secciones siguientes dan cuenta de los resultados obtenidos en las dos estimaciones propuestas. Por último, en la sección 8 se describen las principales conclusiones.

2. CONTEXTO DEL TRABAJO

En el volumen especial de *Cuadernos de Economía* de 1996 dedicado al mercado laboral se incluyó un trabajo de Rosen que permite dar el marco de referencia apropiado para entender el desarrollo de la economía laboral y en particular los estudios empíricos presentados en la misma publicación. El trabajo describe la “economía laboral analítica” en contraposición con el enfoque institucional cuyas raíces metodológicas se encuentran más bien en la historia, la sociología y las leyes. Esta escuela ha buscado iluminar desde la tradición y el instrumental económicos la dinámica del mercado laboral. Para poder hacerlo ha sido necesario modelar el proceso de asignación entre trabajadores y puestos de trabajo resaltando su heterogeneidad.

De acuerdo a Willis (1986), en ese proceso han cumplido un papel esencial los modelos de asignación desarrollados originalmente para explicar la distribución del ingreso, particularmente los de Tinbergen y Roy de los años 1950, los que han sido redescubiertos y utilizados como marco de referencia para el estudio de una gran variedad de fenómenos económicos en el ámbito laboral, fundamentalmente a partir de trabajos de Rosen y Sattinger de los años 1970. Estos modelos permiten darle unidad y coherencia a fenómenos que eventualmente pudieran considerarse aisladamente

Un papel fundamental dentro de esta cadena de aportes ha tenido el premio Nobel J. Heckman, quien ha permitido dar un tratamiento econométrico al problema planteado en términos descriptivos por Roy, en particular para enfrentar el problema del sesgo de selección⁸. Heckman ha tenido también un papel destacado en el desarrollo de otra literatura muy importante para el presente trabajo: las ecuaciones de ingreso a la Mincer (1974) y la estimación, a partir de ellas, de la tasa de retorno a la educación. Si bien no es el interés del trabajo estimar tasas de retorno, los resultados de las estimaciones del modelo de dos sectores tienen importantes implicaciones para esa literatura. De acuerdo a Heckman *et al.* (2001), la mayor contribución del trabajo de Willis y Rosen es “*el reconocimiento de que hay múltiples tipos de destrezas en la economía y que los individuos deciden*

⁸ Ver Heckman (1985), Heckman y Sedlacek (1985) y Heckman y Honoré (1990).

cuál adquirir basados en sus expectativas respecto a los ingresos futuros". Agregan además que *"la evidencia de ventajas comparativas (que muestran las estimaciones presentadas por Willis y Rosen), indican que en la modelación de la determinación de salarios es importante reconocer la heterogeneidad en los tipos de destrezas que los individuos aportan al mercado"*. Los resultados que se presentarán en este trabajo, a partir de la encuesta IALS para Chile, son similares y permiten, por lo tanto, reafirmar estas apreciaciones para el mercado local.

El presente trabajo se enmarca dentro del contexto de esta escuela de economía laboral analítica y del notable aporte que a ella hizo Rosen. Éste supo sintonizar con singular agudeza con los diversos aportes que han ido conformando la economía laboral contemporánea. Guardando su herencia, el trabajo aprovecha las características únicas de la base de datos a su disposición para obtener nueva evidencia de la importancia de las ventajas comparativas para la comprensión del mercado laboral y el sistema educativo en Chile. Se reafirman así los esfuerzos que se han hecho para modelar y entender el proceso de asignación de trabajadores a puestos de trabajo, a partir de su heterogeneidad.

3. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

En este trabajo se utilizan los datos de la encuesta International Adult Literacy Survey (IALS), realizada en el año 1998. Esta encuesta ha sido tomada en trece países⁹ además de Chile y coordinada por tres organizaciones intergubernamentales (ver Bravo y Contreras, 2001). Consta de tres partes: (i) un cuestionario de antecedentes del encuestado, (ii) un conjunto de habilidades básicas (cuadernillo central) que pueden ser contestadas con conocimientos muy esenciales, y (iii) un cuadernillo principal que busca calibrar los niveles de habilidad y que provee una buena caracterización del nivel de alfabetización de los adultos. El término "alfabetización" se utiliza en este contexto no sólo como el saber leer o escribir, sino más bien para describir un tipo particular de competencia básica: "la habilidad de entender y utilizar información impresa en actividades cotidianas en el hogar, la comunidad y el trabajo". Las competencias básicas, evaluadas a través de los instrumentos desarrollados, se clasifican en tres dominios: prosa, documentos y cuantitativos, según las siguientes definiciones:

- *Prosa*: habilidades y competencias necesarias para comprender y utilizar información contenida en textos tales como editoriales, artículos noticiosos y textos literarios.
- *Documentos*: habilidades y competencias básicas necesarias para ubicar y utilizar información contenida en documentos tales como cuadros, mapas, gráficos, índices, etc.

⁹ Canadá, Suiza (alemán), Suiza (francés), Alemania, Estados Unidos, Irlanda, Países Bajos, Polonia, Suecia, Nueva Zelandia, Gran Bretaña, Irlanda del Norte y Bélgica.

- *Cuantitativo*: habilidades y competencias básicas necesarias para aplicar operaciones aritméticas incorporadas en materiales impresos, tales como los cálculos requeridos para llenar formularios de depósitos, estimar tiempos a partir de horarios, etc.

Los puntajes obtenidos en prosa, documentos y cuantitativo se asignan separadamente para los tres dominios y fluctúan entre 0 (menor capacidad) y 500 (máxima capacidad).

Para el caso chileno el tamaño muestral inicial fue de 5.200 personas entre 16 y 65 años. De éstas, sólo 3.383 personas aprobaron el cuadernillo central, lo que significa poder seguir a la etapa siguiente –contestar el cuadernillo principal– y concluir con la encuesta. Dada la naturaleza de la encuesta, nos enfrentamos a una muestra censurada, ya que los datos no son aleatorios, sino que caracterizan personas con cierto grado de habilidad.

La submuestra con la que se trabajará es de hombres entre 25 y 65 años que estén trabajando. El número de observaciones es de 1.040, pero el número de datos para la variable ingreso (necesaria para nuestras estimaciones) es de sólo 1.015, representando esta carencia un 2,4% de la muestra. La omisión de las mujeres y de los menores de 25 años¹⁰ se justifica por la alta variabilidad de su participación en el mercado laboral.

Del detallado cuestionario de antecedentes se utilizará básicamente información respecto a los ingresos del trabajo de los encuestados, a su nivel de educación, a su edad (que relacionaremos con su experiencia laboral¹¹) y a la educación de sus padres, además de los resultados del test para cada categoría evaluada.

4. MARCO ANALÍTICO

El primer acercamiento empírico al tema será un análisis descriptivo de los datos para luego proponer dos estimaciones econométricas, en el marco de dos modelos de asignación, que desde perspectivas complementarias evalúan la existencia de ventajas comparativas o absolutas. La presentación que en esta sección se hace de ambos modelos sigue un esquema similar. Se parte presentando y desarrollando el modelo analítico considerado. A continuación se muestra cómo la existencia de ventajas comparativas o absolutas es identificada en el contexto del modelo. Finalmente, se presenta una formulación específica para cada estimación.

¹⁰ En lo que respecta a la edad de corte utilizada (25 años), ésta es ciertamente arbitraria. Para verificar la robustez de los resultados ante un cambio en esta definición se incluyen en el Anexo I para el rango completo de edad que cubre la encuesta (15 a 65 años).

¹¹ Esta asociación para el caso de los hombres parece menos arriesgada que en el caso de las mujeres, cuya participación en el mercado laboral suele ser más intermitente. Esta es una de las razones fundamentales por las cuales se trabajará sólo con hombres.

4.1. Primer Modelo de Asignación

El marco teórico en el cual se inscribe el primer ejercicio propuesto es el modelo de selección en habilidades planteado por Neal y Rosen (2000) para analizar la distribución del ingreso a partir del modelo de Roy. Esta variación muy sencilla permite considerar un mayor número de sectores y de habilidades o características. Este modelo permitirá incorporar la noción de que los participantes en el mercado del trabajo son heterogéneos y dará también un criterio para evaluar la existencia de igualdad o desigualdad de ventajas comparativas en la población representada por la encuesta, en relación con las competencias básicas evaluadas en ella.

a. Modelo de selección de Rosen

El modelo permite considerar j sectores o tipos de trabajos en los cuales se desempeñan i personas, con distintas dotaciones de las k características relevantes, las que se relacionan con la productividad en cada sector en forma lineal. De esta manera cuatro ecuaciones describen el modelo.

La ecuación (1) muestra que el salario potencial de la persona i en el sector j (y_{ij}) depende de su productividad (π_{ij}) y del pago por unidad producida en dicho sector (ω_j).

$$(1) \quad y_{ij} = \omega_j \pi_{ij}$$

La segunda ecuación dice que la productividad de la persona i en el sector j depende de la dotación de características o habilidades k de la persona i (C_{ki}) y de la valoración que de ellas se haga en el sector j , asociadas a los ponderadores α_{kj} propios de cada sector. Estos ponderadores pueden eventualmente ser negativos o cero, dependiendo del tipo de trabajo.

$$(2) \quad \pi_{ij} = \alpha_{1j} C_{1i} + \alpha_{2j} C_{2i} + \dots + \alpha_{kj} C_{ki}$$

Si ahora se combinan las dos ecuaciones anteriores se puede expresar el salario potencial de la persona i en el tipo de trabajo j directamente en función de su dotación de las k características, definiendo una nueva familia de ponderadores $\beta_{kj} = \omega_j \alpha_{kj}$, correspondientes al valor del producto marginal de la característica k en el sector j .

$$(3) \quad y_{ij} = \beta_{1j} C_{1i} + \beta_{2j} C_{2i} + \dots + \beta_{kj} C_{ki}$$

Estos ponderadores tienen obviamente el mismo signo que los α_{kj} y pueden sugerir la idea de precios hedónicos, en que cada característica es valorada de igual manera en cada tipo de trabajo, de tal forma que sólo correspondería subindizar respecto a la característica y no respecto al sector. Sin embargo, un modelo de este tipo exigiría que el total de características empleadas por una organización pudie-

ran ser combinables y servir como factores de producción, independientemente de cómo ese total es alcanzado. Sería una generalización multivariada del supuesto de unidades de eficiencia, donde contratar un trabajador con determinadas características es equivalente a contratar dos que, sumados, tengan las mismas dotaciones. Rosen arguye que esta igualación de precios de los factores es improbable dado que factores especializados son utilizados en determinadas empresas y no en otras, y fundamentalmente, porque las habilidades vienen *empaquetadas* en cada persona y no pueden ser vendidas en mercados separados.

Para completar el modelo sólo se necesita una regla de decisión entre los distintos tipos de trabajo posible y, siguiendo la versión más simple del modelo de Roy, el individuo elige simplemente el sector que le ofrece el mayor salario, tal y como lo expresa la ecuación (4).

$$(4) \quad y_i = \max (y_{ij}) = \max (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{id})$$

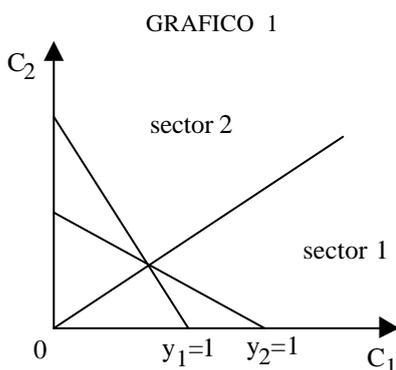
Versión con dos características y dos tipos de trabajo

Para tener una mejor idea de la dinámica del modelo se considera ahora el caso más sencillo: dos sectores y dos habilidades.

$$(5) \quad y_{i1} = \beta_{11} C_{1i} + \beta_{21} C_{2i}$$

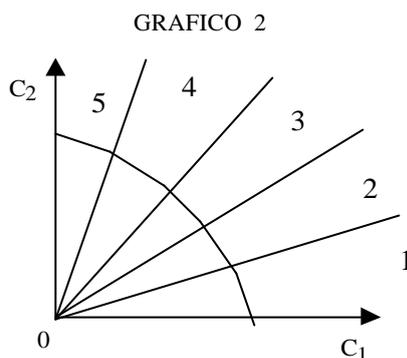
$$y_{i2} = \beta_{12} C_{1i} + \beta_{22} C_{2i}$$

Las dos ecuaciones anteriores definen familias de curvas de isosalario para cada tipo de trabajo. En el gráfico siguiente se dibuja para cada sector la curva de nivel $y_j = 1$. La regla de decisión de la ecuación (4) lleva a que el plano es dividido en dos por un rayo que parte desde el origen¹², de tal manera que todos aquellos que quedan sobre él eligen el sector 2 (que valora más la característica 2) y los que quedan abajo eligen la ocupación 1, donde se valora más la característica 1.



¹² La ecuación que describe este rayo es $C_2/C_1 = (\beta_{11} - \beta_{12}) / (\beta_{22} - \beta_{21})$.

Generalizando para el caso de j tipos de trabajos (en este caso 5), pero manteniendo sólo dos características (para mantenerse en el plano) se ve que $j-1$ rayos (en este caso 4) dividen el espacio para los j sectores.



Por último, si se generaliza para k características, manteniendo la estructura propuesta, en que no hay términos constantes en la ecuación (2), las particiones del espacio son conos abiertos.

b. Ventajas comparativas y absolutas en el contexto del modelo

Volviendo ahora al caso más simple de dos tipos de habilidades, y sin perder generalidad, se analizará en mayor detalle la regla de asignación. Como se puede ver en el Gráfico 2, el nivel de salario está relacionado con dos dimensiones: (i) la distancia al origen y (ii) la relación entre C_1 y C_2 (distintos niveles de C_2/C_1 van llevando a distintos sectores donde cambian los coeficientes β_{kj} asociados a las habilidades).

La primera dimensión se asocia a ventajas absolutas y está referida al nivel de capacidades, mientras que la segunda perspectiva habla específicamente de ventajas comparativas y proporción de las dotaciones de características. Así, si se piensa en un caso extremo de igualdad de ventajas comparativas (C_2/C_1 es constante dentro de la población), en donde sólo importan las ventajas absolutas y se puede ordenar perfectamente a las personas en una dimensión, desde menos hábil a más hábil, se tendría que en el Gráfico 2 todas las personas de la población se ubicarían en un cierto rayo que nace desde el origen y todas las diferencias salariales serían explicadas por el nivel promedio de habilidades. Por el contrario, en un caso donde las ventajas comparativas son importantes y dependiendo de la distribución de características en la población, el nivel de salario puede estar asociado también a las dotaciones relativas de habilidades.

c. Descripción de la estimación propuesta

Teniendo como marco de referencia lo expuesto en b se puede diseñar una estimación que permita evaluar la existencia de ventajas comparativas o absolutas en las competencias básicas medidas por el test IALS. De esta manera, se podrá saber si las capacidades asociadas a los tres dominios de alfabetización evaluados (prosa, documentos y cuantitativo) son valoradas en el mercado laboral local y si lo son tan sólo por su nivel absoluto o son relevantes las ventajas comparativas.

La idea es aprovechar la información proporcionada por la encuesta, que permite relacionar los resultados del test con las características personales del evaluado, y correr una regresión para el logaritmo del salario¹³, donde se incorporen como regresores las dotaciones relativas y absolutas de las habilidades evaluadas junto a otras variables típicamente asociadas al nivel de salario¹⁴.

En particular, la estructura propuesta es de la siguiente forma:

$$(6) \quad \ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(p/c) + \beta_2 \ln(d/c) + \beta_3 \ln(p/d) + \beta_4 A + \beta_5 s + \beta_6 x + \beta_7 x^2 + \beta_8 EP + \epsilon_i$$

Aquí p, d y c corresponden a los puntajes en los dominios de prosa, documentos y cuantitativo, respectivamente¹⁵. La variable A corresponde a algún indicador del nivel absoluto de habilidad arrojado por la evaluación¹⁶. El resto de las variables corresponden a las consideradas típicamente en las regresiones de ingreso salarial y también disponibles en la encuesta: años de educación (s), experiencia¹⁷ (x), experiencia al cuadrado (x²) y alguna medida de la educación de los padres¹⁸ (EP).

Cabe destacar que el interés fundamental de la estimación está en el análisis y discusión de los valores de los coeficientes asociadas a las razones de puntajes. Una de las características atractivas de la formulación es que, en principio, se puede asumir que las proporciones de los puntajes no parecen tener que estar relacionadas con el resto de las variables¹⁹, en particular con los años de

¹³ Si bien en la presentación del modelo se utilizó el nivel de ingreso y no el logaritmo (siguiendo el trabajo de referencia) no hay mayor pérdida de generalidad al presentarlo de esta manera y permite relacionar más directamente con las ecuaciones de ingreso más típicamente usadas en la literatura, particularmente con las propuestas por Mincer.

¹⁴ Que de alguna manera suplan la falta de información respecto a las demás eventuales características relevantes para las cuales no se poseen datos.

¹⁵ Se considerará el logaritmo de las razones entre puntajes en vez de las razones mismas, de manera que las desviaciones de la unidad (o de 0 al ocupar logaritmos) sean simétricas.

¹⁶ La versión más simple es incluir el promedio de los puntajes correspondientes a los tres dominios evaluados. Sin embargo, es posible plantear una relación estructural entre el promedio alcanzado en el test y los años de educación que debieran afectar dicho promedio. Se volverá sobre este punto al presentar los resultados de las estimaciones.

¹⁷ Aproximada normalmente por (edad - s - 6).

¹⁸ Típicamente la educación de la madre.

¹⁹ Aunque ésta es nuestra definición a priori, veremos que no se da así para la muestra.

educación, lo que no sucede con los puntajes propiamente tales. Entre estos coeficientes (β_1 , β_2 y β_3) se espera encontrar algún valor significativamente distinto de cero, que permita argumentar respecto a la existencia de ventajas comparativas valoradas en el mercado laboral, aun en el contexto de características tan altamente vinculadas y correlacionadas como las medidas en este test.

4.2. Segundo modelo de asignación

El segundo ejercicio se basa en forma aún más directa en el clásico modelo desarrollado por Roy para discutir la distribución del ingreso. Junto con el trabajo de Roy son referencias fundamentales para esta estimación el trabajo de Heckman para abordar el problema de sesgo de selección y, especialmente, el trabajo de Willis y Rosen (1979), que aplicó todo lo anterior en forma similar a lo aquí presentado para una base de datos de estructura algo diferente en Estados Unidos.

Aquí nuevamente se intentará caracterizar al mercado laboral en términos de ventajas absolutas o comparativas, pero ahora en una perspectiva algo distinta. Lo que se hará es distinguir dos grandes sectores, asociados a los niveles de educación, y se intentará comprobar si existe o no un ordenamiento jerárquico entre ambos. Esto significa, en la nomenclatura de Roy, ver si hay un sector superior donde van los que son mejores en todo o, por el contrario, cada sector capta los mejores para ese sector y, por lo tanto, no se puede hablar genéricamente de los más hábiles y los menos hábiles.

En el primer caso predominarían las ventajas absolutas y tiene sentido hablar de que hay un sector superior y capaz de atraer en promedio a los más hábiles. En el segundo esquema pierde sentido hablar en términos genéricos de los más hábiles y se resalta el carácter multidimensional de las destrezas y predominan las ventajas comparativas.

a. El modelo de Roy

Para poder utilizar el modelo de Roy en una formulación que sea verificable se recurrirá al desarrollo de Heckman para tratar el sesgo de selección. El problema surge en este caso porque sólo se observa el salario en un cierto sector *dado que se eligió dicho sector* y, por lo tanto, esos ingresos salariales observados no son representativos de los salarios potenciales de un individuo cualquiera de la población, lo que exigirá modelar la elección de sector.

La regla de elección de asignación que considera Roy es la misma que la utilizada en el modelo de selección de Rosen y corresponde simplemente a elegir aquel tipo de trabajo que ofrezca el mayor salario potencial²⁰. Se elegirá, por tanto,

²⁰ Este es el criterio original propuesto por Roy. Como se ve en la parte (c) siguiente, dada la definición de los sectores considerados, será necesario generalizar el modelo para considerar una regla algo distinta. Sin embargo, se presenta en el anexo el desarrollo asociado al modelo original y sólo en (c) se adapta a la nueva regla.

el sector 1 ($d_1 = 1$) si el ingreso esperado en dicho sector (dadas las características del trabajador) es mayor que el esperado en el sector 2, y viceversa ($d_1=0$, indica que se elige el sector 2). Como se puede verificar en detalle en el Anexo II, podemos llegar a expresar la esperanza condicional del ingreso en cada sector, dado que se optó por él, de acuerdo a las siguientes expresiones:²¹

$$(7) \quad E[\ln y_1 / d_1 = 1] = \ln \omega_1 + \mu_1 + ((\sigma_{11} - \sigma_{12}) / \sigma^*) \lambda(-c/\sigma^*)$$

$$(8) \quad E[\ln y_2 / d_1 = 0] = \ln \omega_2 + \mu_2 + ((\sigma_{22} - \sigma_{12}) / \sigma^*) \lambda(c/\sigma^*)$$

b. Ventajas comparativas y absolutas en el contexto del modelo

Volviendo a la introducción hecha a la presentación de este segundo ejercicio, la pregunta por las ventajas comparativas o absolutas se abordará en una perspectiva algo distinta. Esta vez no se asociará, en primer lugar, a características específicas, sino que se intentará verificar si los trabajadores se asignan en forma jerárquica o no entre los sectores. Por jerárquico se entenderá, con Willis y Rosen, que uno de los sectores capta a los más hábiles (pudiendo ser calificado como superior en la nomenclatura de Roy) y el otro a los menos dotados. Por lo tanto, un ordenamiento no jerárquico se identificaría con aquél en que cada sector capta los mejores para su tipo de trabajo, y por lo tanto, pierde sentido la calificación de más o menos hábiles en forma absoluta. De esta forma un ordenamiento jerárquico se asocia a la preponderancia de ventajas absolutas y uno no jerárquico, a ventajas comparativas.

Para poder identificar en cuál de las dos situaciones posibles nos encontramos es necesario considerar la diferencia entre la esperanza condicional y no condicional del salario. Las esperanzas condicionales para cada sector ya fueron formuladas en (7) y (8), mientras que las esperanzas no condicionales se pueden obtener a partir de la expresión (AII-4)²² de los salarios potenciales.

$$(9) \quad E[\ln y_1] = \ln \omega_1 + \mu_1$$

$$E[\ln y_2] = \ln \omega_2 + \mu_2$$

Si se compara (9) con las esperanzas condicionales se ve que sólo difieren en el último término de estas últimas. Para evaluar el signo de la diferencia es necesario recordar que la razón inversa de Mills es siempre positiva y también σ^* , de manera que el signo está determinado por las diferencias $(\sigma_{11} - \sigma_{12})$ y $(\sigma_{22} - \sigma_{12})$, respectivamente. Recordando la definición de σ^* (ecuación AII-7) es fácil ver que ambos términos no pueden ser simultáneamente negativos, aunque sí ser ambos

²¹ Como se explica con mayor detalle en el Anexo II, $\lambda(\cdot)$ es la llamada función inversa de Mills, mientras que c corresponde a: $c \equiv \ln(\omega_1/\omega_2) + (\mu_1 - \mu_2)$. Las ecuaciones (7) y (8) corresponden a las (AII-15) y (AII-16) del Anexo II.

²² Todas las ecuaciones identificadas como (AII-#) se encuentran en el Anexo II.

positivos o uno de cada signo. En el primer caso, en que ambas esperanzas condicionales superan a la esperanza no condicional en toda la población, se está ante un ordenamiento no jerárquico y ambos sectores serían estándares en la nomenclatura de Heckman. Si uno de los sectores es no estándar, éste podría ser considerado inferior en un ordenamiento jerárquico y tendría sentido decir que capta a los menos hábiles dentro de la población.

c. Descripción de la estimación propuesta

Los dos sectores que se considerarán en este segundo modelo, siguiendo el trabajo realizado por Willis y Rosen, estarán determinados por el nivel de educación alcanzado por sus integrantes. En el sector 1 se incluirán aquellos trabajos desempeñados por individuos con alguna clase de educación superior y en el sector 2, aquellos desempeñados por quienes sólo terminaron su educación media.

Las ecuaciones (AII-4) se reformularán agregando regresores de la siguiente forma:

$$(10) \quad \ln y_1 = \ln \omega_1 + \mu_1 + U_1 = \beta_1 X_1 + U_1$$

$$\ln y_2 = \ln \omega_2 + \mu_2 + U_2 = \beta_2 X_2 + U_2$$

De manera que la matrices X_1 y X_2 , y los vectores de coeficientes β_1 y β_2 se pueden asociar a características observables, mientras que U_1 y U_2 captan las características no observables que influyen en los salarios potenciales y, a través de ellos, en la decisión por cada sector.

La forma específica de estas ecuaciones de salarios será análoga a la de la ecuación (6) del ejercicio anterior. Sin embargo, aquí es necesario detenerse a observar la interacción entre la definición que se ha hecho de los sectores y las ecuaciones de salario. Dado que un componente importante de estas últimas son los años de educación y los sectores se han definido en función de estos mismos, hay un problema que resolver.

Más importante aún, la decisión por el sector prácticamente es irreversible, a diferencia de la propuesta original de Roy donde cazadores y pescadores podían optar eventualmente en cualquier momento del tiempo por cambiarse de tipo de trabajo. Aquí, por lo tanto, se debe pensar la decisión por sector²³ en términos de valor presente de los ingresos esperados dados los años de educación²⁴, lo que exige generalizar el modelo de Roy para una regla de decisión distinta a la simple diferencia de salario esperado en un momento del tiempo²⁵.

²³ Y dada nuestra definición de sectores, la decisión de cuánto educarse.

²⁴ Implícitamente se está incorporando el supuesto de que la educación no tiene otro valor relevante para la decisión de sector que la generación de ingresos futuros (se ignora, por ejemplo, su valor de consumo).

²⁵ Esta regla de selección pone de manifiesto que el *stock* de capital de habilidades en cualquier tiempo t resulta de un proceso previo de acumulación.

Si en cada momento del tiempo el nivel de salarios sigue siendo capturado de la manera más completa posible por la ecuación (6)²⁶, entonces el valor presente esperado también ha de depender de las mismas variables. Para determinar entonces la regla de decisión sólo habrá que preocuparse de que sean variables conocidas o estimadas antes de tomar la decisión de educarse. De esta manera se reescribe la ecuación (AII-6) como:

$$(11) \quad \Pr [d_1 = 1] = \Pr [VP(edusup) > VP(edunosup)]$$

$$\Pr [d_1 = 1] = \Pr [\gamma Z + \varepsilon > 0]$$

Donde $VP(edusup)$ corresponde al valor presente esperado en caso de seguir a la educación superior y $VP(edunosup)$ el que se espera obtener con 12 o menos años de educación. Por otro lado, la matriz Z ²⁷ contiene las variables que pertenecen a X , excluyendo los años de educación y las variables relativas a la experiencia²⁸, mientras que la variable ε captura el efecto de variables no observables y su distribución es normal, con media 0 y varianza 1. De esta manera, se pueden reescribir las ecuaciones (AII-8) y (AII-9) como:

$$(12) \quad \Pr [d_1 = 1] = \Pr [\varepsilon > -\gamma Z] = 1 - \Phi(-\gamma Z) = \Phi(\gamma Z)$$

$$\Pr [d_1 = 0] = \Pr [-\varepsilon > \gamma Z] = 1 - \Phi(\gamma Z) = \Phi(-\gamma Z)$$

Por último, considerando que la covarianza entre U_1 y ε es $\sigma_{1\varepsilon}$, y la covarianza entre U_2 y ε es $\sigma_{2\varepsilon}$, las ecuaciones (10) y (11) permiten reescribir las ecuaciones (7) y (8):²⁹

$$(13) \quad E[\ln y_1 / d_1 = 1, X = x] = \beta_1 X_1 + \sigma_{1\varepsilon} \lambda (-\gamma Z)$$

$$E[\ln y_2 / d_1 = 0, X = x] = \beta_2 X_2 + \sigma_{2\varepsilon} \lambda (\gamma Z)$$

²⁶ Dadas las restricciones de información.

²⁷ Si las matrices X y Z son iguales o, en términos más generales, no existe una variable que pertenezca a Z y no a X , entonces los resultados son más sensibles a la especificación del modelo.

²⁸ Al pensar en términos de valor presente surgen dos variables más para las cuales no se tiene información. En primer lugar, la tasa de interés, la que se espera que esté capturada en alguna pequeña medida por las variables relativas a la educación de los padres. La otra variable relevante son los costos directos de educación, los cuales tampoco serán considerados explícitamente.

²⁹ Estas ecuaciones incorporan un término asociado al sesgo de selección. Como ya se mencionó más arriba, el problema surge porque en cada sector sólo podemos observar a los que efectivamente lo eligieron. La estimación de las ecuaciones (13) está asociada a la modelación de la regla de selección, y particularmente de la matriz Z elegida.

Por lo tanto, análogamente al modelo de Roy convencional, la versión modificada que se plantea permitirá identificar sectores estándares y no estándares a partir del signo del coeficiente que acompaña a la razón inversa de Mills en la ecuación corregida por sesgo de selección. En este caso particular, dependerá de los signos de σ_{1e} y σ_{2e} .

La metodología de Heckman³⁰ permitirá, bajo ciertos supuestos, identificar los vectores β_1 y β_2 . Más importante aún, en la perspectiva de interés del estudio, permitirá estimar σ_{1e} y σ_{2e} de manera de poder postular qué tipo de ordenamiento se enfrenta entre ambos sectores.

5. ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Antes de entrar directamente en los ejercicios propuestos se realizará una revisión descriptiva de los datos que, junto con dar una primera idea respecto al tema, pueda además complementar el análisis posterior.

Se comenzará con un primer análisis de correlaciones entre las distintas variables de interés, particularmente en la perspectiva del primer ejercicio propuesto. La primera matriz de correlaciones que se muestra en el Cuadro 1 presenta los resultados para los tres dominios evaluados por el test de la IALS, junto al promedio simple de los tres puntajes.

CUADRO 1
MATRIZ DE CORRELACIONES

| | prosa | doc | quant | prom |
|-------|--------|--------|--------|--------|
| prosa | 1.0000 | | | |
| doc | 0.9484 | 1.0000 | | |
| quant | 0.9491 | 0.9609 | 1.0000 | |
| prom | 0.9797 | 0.9844 | 0.9880 | 1.0000 |

Nota: la definición de las variables está en la Sección 3.

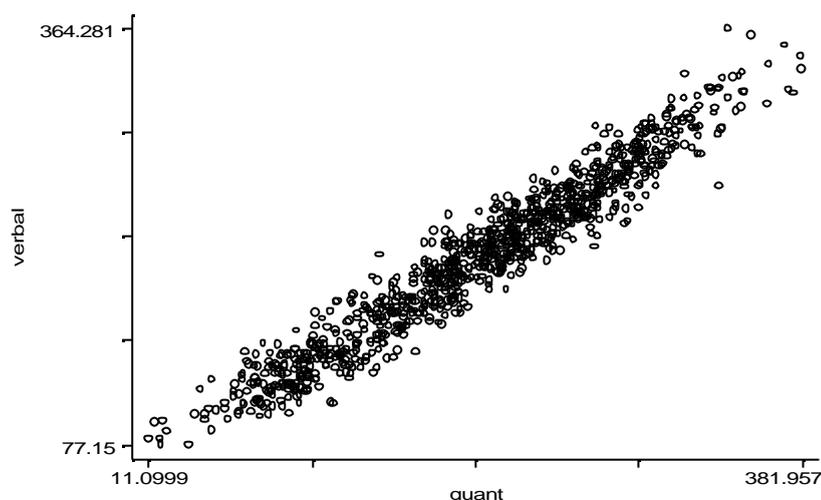
Como muestra claramente el cuadro precedente, la correlación entre los distintos puntajes es muy alta. Esta constatación tiene un doble efecto en la perspectiva de interés del estudio. En primer lugar, la conclusión más evidente parece ser que existen pocas posibilidades de encontrar indicios de ventajas comparativas cuando esta primera revisión indica que las tres medidas son prácticamente equivalentes.

Como contrapartida, la existencia de esta alta correlación hace más notable cualquier indicio de valoración de las dotaciones relativas de estas habilidades,

³⁰ La metodología permite abordar el problema planteado en una etapa mediante máxima verosimilitud (ML) o en dos etapas modelando la decisión utilizando un Probit en la primera etapa. Los resultados reportados se obtuvieron resolviendo en una etapa mediante ML. En todo caso, en el Anexo III se reporta separadamente un Probit asociado a la decisión de seguir a la educación superior de forma de hacer más explícita la regla.

reforzando de esta manera la importancia de considerar la heterogeneidad de trabajadores y puestos de trabajo. Para confirmar lo mostrado por el cuadro anterior se puede revisar el siguiente gráfico, que muestra la dispersión del puntaje en el dominio cuantitativo (quant) respecto a un promedio de los dominios prosa y documentos (verbal). Nuevamente la alta correlación es evidente.

GRAFICO 3
PUNTAJES CUANTITATIVOS Y VERBALES EN LA MUESTRA



Sin embargo, el gráfico permite apreciar también una mayor dispersión en la habilidad asociada al dominio cuantitativo respecto al verbal. Esta impresión es confirmada por los datos de el Cuadro 2, que muestra la mayor dispersión de los puntajes cuantitativos respecto a los de los dos dominios verbales. Este hecho da una señal de que, pese a la alta correlación registrada, el dominio cuantitativo puede ser más discriminador que el verbal.

CUADRO 2
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

| Variable | Obs | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
|----------|------|----------|----------|----------|----------|
| prosa | 1015 | 203.9991 | 57.59005 | 76.13712 | 395.9776 |
| doc | 1015 | 208.3394 | 57.83471 | 43.7583 | 364.2999 |
| quant | 1015 | 198.8335 | 74.16103 | 11.09994 | 381.9575 |

Para complementar y enriquecer la impresión que entregan los cuadros anteriores, se revisará a continuación un segundo cuadro de correlaciones, el que ayuda a reforzar las expectativas de identificar evidencia favorable a la valoración de ventajas comparativas en las habilidades evaluadas por el test.

CUADRO 3
MATRIZ DE CORRELACIONES

| | lninghr | lnprodoc | lnproqua | lndocqua | prom | s | exp |
|----------|---------|----------|----------|----------|---------|---------|--------|
| lninghr | 1.0000 | | | | | | |
| lnprodoc | 0.0002 | 1.0000 | | | | | |
| lnproqua | -0.3150 | 0.4732 | 1.0000 | | | | |
| lndocqua | -0.3576 | 0.0211 | 0.8907 | 1.0000 | | | |
| prom | 0.4548 | -0.0422 | -0.6324 | -0.6959 | 1.0000 | | |
| s | 0.4876 | -0.0005 | -0.4986 | -0.5656 | 0.7549 | 1.0000 | |
| exp | -0.2498 | 0.0696 | 0.2995 | 0.3040 | -0.4495 | -0.6305 | 1.0000 |

El cuadro muestra las correlaciones entre las variables que intervienen en el primer ejercicio propuesto en la ecuación (6), donde la variable dependiente es el logaritmo del ingreso por hora (lninghr)³¹. En principio, el mayor interés está concentrado en la primera columna. Como era de esperarse, la mayor correlación con la variable dependiente está dada por los años de educación. También se confirma una importante correlación con el nivel absoluto de habilidades capturado por el promedio entre los tres test.

Pero lo más interesante es la situación de los logaritmos de las razones entre puntajes. En primer lugar, la dotación relativa entre los dominios verbales (prosa y documentos) no muestra correlación alguna con el logaritmo de los ingresos, mientras que la dotación relativa de habilidad en el dominio cuantitativo sí tiene una significativa correlación positiva con la variable dependiente, comparada con cualquiera de las otras dos categorías evaluadas. A partir de esta constatación es que, de ahora en adelante y partiendo por la siguiente matriz de correlaciones (que ahora sí incluye las variables de educación de los padres), se utilizará para el análisis de las dotaciones relativas sólo el logaritmo del promedio del puntaje cuantitativo sobre el verbal (lnquaver).

La educación de los padres se asociará al nivel de educación alcanzado por la madre. Se utiliza una variable dicotómica (mamedsup), que toma valor uno en caso de que la madre haya cursado educación media o superior, y valor 0 en caso contrario.

CUADRO 4
MATRIZ DE CORRELACIONES

| | lninghr | lnquaver | prom | s | exp | exp ² | mamedsup |
|------------------|---------|----------|---------|---------|---------|------------------|----------|
| lninghr | 1.0000 | | | | | | |
| lnquaver | 0.3447 | 1.0000 | | | | | |
| prom | 0.4548 | 0.6804 | 1.0000 | | | | |
| s | 0.4876 | 0.5449 | 0.7549 | 1.0000 | | | |
| exp | -0.2498 | -0.3105 | -0.4495 | -0.6305 | 1.0000 | | |
| exp ² | -0.2331 | -0.3162 | -0.4246 | -0.6018 | 0.9716 | 1.0000 | |
| mamedsup | 0.2855 | 0.1808 | 0.3529 | 0.4235 | -0.2680 | -0.2331 | 1.0000 |

³¹ Por razones de espacio en el cuadro no se incluyen las variables asociadas a la educación de los padres.

El análisis de la primera columna permite destacar que el valor absoluto de la correlación entre la dotación relativa y la variable dependiente del ejercicio sólo es superado por los años de educación y por el promedio del test. Llama la atención, por ejemplo, que supera claramente la correlación con la educación de la madre, una variable incorporada permanentemente en las estimaciones de ecuaciones de ingreso. Sin abordar aún la estimación propuesta, se encuentra un fuerte indicio de que para entender la dinámica que se produce entre los ingresos y las habilidades de los trabajadores es necesario tener siempre en cuenta las ventajas comparativas, incluso en el caso de habilidades con correlaciones tan altas como las mostradas por el Cuadro 1.

Otras constataciones interesantes, y que se deberán considerar al momento de las estimaciones, son la alta correlación entre s y el promedio alcanzado en el test, lo que no es de extrañar, dado que se espera que el sistema educativo mejore las habilidades evaluadas. Más sorprendente es la significativa correlación entre la dotación relativa de habilidades con la dotación absoluta, como asimismo con la educación, lo que generará algunos problemas de identificación. Por último, no deja de llamar la atención la correlación negativa entre experiencia y la variable dependiente, la que en principio se puede atribuir a la correlación negativa de exp con s y con $prom$.

6. RESULTADOS DEL PRIMER MODELO

Antes de revisar los resultados de la estimación, es necesario comentar los ajustes realizados respecto a la formulación de la ecuación (6), propuesta en la sección 4.1.c. En primer lugar, los cambios surgen de la revisión de los datos y, en segunda instancia, de la consideración de las relaciones estructurales entre las variables.

A partir del análisis de los datos los cambios son dos. Como ya se ha mencionado más arriba, el análisis de correlaciones llevó a considerar una sola variable para representar las dotaciones relativas de habilidades (Inquaver). En cuanto a las variables relacionadas con la experiencia, la inclusión del término cuadrático hacía que ambos coeficientes fueran no significativos, por lo que se optó por excluirlo³².

Más importante que las modificaciones anteriores, es la sugerida por la relación que propone la teoría entre el nivel absoluto en las habilidades evaluadas y los años de educación. Tal y como ya se ha mencionado más arriba, se espera

³² Típicamente la relación ajustada entre el logaritmo de los ingresos y la experiencia muestra una convexidad en datos de corte transversal que es capturada por el término cuadrático (exp^2) cuyo coeficiente aparece con un signo negativo. Sin embargo, para la muestra en estudio el signo del coeficiente era positivo, y dada la altísima correlación con la variable exp , resultaban ambos coeficientes no significativos si no se excluía exp^2 . Como se puede verificar en el Anexo I al redefinir el universo analizado, considerando todo el rango de edad que considera la encuesta (15 a 65 años), esta anomalía desaparece.

que estas competencias se desarrollen en el proceso educativo. También es de esperar que haya una relación estructural entre el promedio de los puntajes obtenidos en los test y el *background* familiar, capturado en la estimación por la educación de la madre.

Frente a las relaciones planteadas en el párrafo anterior no parece razonable excluir completamente a la variable *prom* de la estimación, ya que eventualmente se estaría perdiendo parte de la información que ella aporta. Tomando esto en consideración se procedió a rescatar dicha información a través del residuo de una regresión auxiliar, la que tiene como variable dependiente al promedio y como regresores a las variables independientes de la estimación original planteada en la ecuación (6)³³, ajustada por las consideraciones recién hechas a partir de la revisión de los datos. Este residuo (*resprom*) fue a su vez incorporado en la formulación original en reemplazo de la variable *A*.

Los resultados de la estimación, realizada mediante mínimos cuadrados ordinarios, se presentan en el Cuadro 5.

Como es común en este tipo de ecuaciones de ingreso en corte transversal, el grado de ajuste de la ecuación no es demasiado alto, mostrando en este caso un R^2 ajustado sólo del 26,4%.

Como se puede comprobar en el cuadro, todos los coeficientes asociados a los regresores resultan significativamente distintos de cero al 99% de confianza, en particular el coeficiente asociado a la dotación relativa de habilidades. De esta manera se confirma, en primer lugar, que las destrezas evaluadas por el test sí son relevantes para los niveles de ingreso. Más importante aún, se confirma que las ventajas comparativas en estas habilidades son relevantes a la hora de explicar los ingresos laborales de la muestra.

CUADRO 5
ESTIMACION MINIMOS CUADRADOS DEL PRIMER MODELO

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|-----------|------------|-----------------|-----------------------|----------|
| Model | 262.576673 | 5 | 52.5153345 | Number of obs = | 1015 | |
| Residual | 717.578297 | 1009 | .711177698 | F (5,1009) = | 73.84 | |
| Total | 980.15497 | 1014 | .966622258 | Prob > F = | 0.0000 | |
| | | | | R-squared = | 0.2679 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0.2643 | |
| | | | | Root MSE = | 84331 | |
| | Coef. | Std. Err. | t | P> t | (95% conf. intervall) | |
| Inquaver | .5283405 | .1475644 | 3.580 | 0.000 | .2387723 | .8179088 |
| resprom | .0024356 | .0007485 | 3.254 | 0.001 | .0009668 | .0039044 |
| s | .0951254 | .0090808 | 10.475 | 0.000 | .077306 | .1129448 |
| exp | .0069386 | .0026954 | 2.574 | 0.010 | .0016493 | .0122278 |
| mamedsup | .3050062 | .0879195 | 3.469 | 0.001 | .1324802 | .4775322 |
| _cons | 5.339817 | .1368748 | 39.012 | 0.000 | 5.071225 | 5.608409 |

³³ El residuo captura información del promedio que no está recogida por las demás variables. Esta información puede eventualmente ser asociada a variables no observadas, particularmente a habilidades innatas.

Para valorar convenientemente el interés del resultado, y más allá de las competencias específicamente evaluadas por la encuesta IALS, conviene recordar en este momento cuán correlacionados aparecían los resultados en los test para los diferentes dominios, como se mostró en el Cuadro 1 de la sección anterior. Si incluso en estas condiciones surge evidencia de que es importante incorporar las múltiples dimensiones de las habilidades y destrezas de los trabajadores, con cuánta mayor razón se deberá hacer a la hora de considerar otras características más diversas.

Respecto a la consecuencia específica del resultado, se tiene aquí una indicación de cuál es el dominio de competencia más valorado. Esto puede tener implicancias de política en la medida que den una sugerencia de favorecer algún sesgo en los programas de educación básica y media (donde se debieran adquirir estas competencias) a favor del desarrollo de las habilidades cuantitativas. Esto es particularmente relevante por la lentitud de la oferta laboral para ajustarse a los requerimientos de la demanda, dada la complejidad y duración del proceso educativo, reforzados por la determinación centralizada de los lineamientos básicos de sus programas.

La estimación del segundo modelo aportará nueva evidencia a favor de que las dotaciones relativas de las habilidades evaluadas en el test son valoradas en el mercado laboral (ahora al interior de cada uno de los sectores definidos), y se reafirmará la preponderancia de las habilidades cuantitativas sobre las verbales.

7. RESULTADOS DEL SEGUNDO MODELO

Al pasar al segundo modelo, se analizará el tema de las ventajas comparativas y absolutas desde una perspectiva diferente. Como ya se ha señalado, se dividirá el universo analizado en el contexto del primer modelo en dos grupos o sectores, de acuerdo a los años de educación. El primer grupo está conformado por aquellos trabajadores hombres entre 25 y 65 años con algún grado de educación superior, es decir, aquellos con más de 12 años de educación, a partir del primer año de educación primaria³⁴. Los cuadros de las dos últimas páginas de esta sección muestran la salida de modelo completo, resuelto mediante máxima verosimilitud, para este primer sector (Cuadro 6) y para el sector menos educado (Cuadro 7)³⁵.

En primer lugar, surgen algunos comentarios generales sobre el comportamiento del modelo. Viendo ambos cuadros se puede comprobar que en ambos casos, el algoritmo de optimización convergió rápidamente (en 4 y 3 iteraciones, respectivamente) y que el test de Wald permite rechazar la hipótesis de que todos

³⁴ Preparatoria o básica dependiendo de la edad.

³⁵ Como se puede observar en los cuadros, del universo de 1.015 personas, 173 pertenecen al sector más educado y 842 al sector menos educado.

los coeficientes sean nulos. Por otro lado el test de independencia de las ecuaciones ($\rho = 0$) es rechazado al 90% en ambos casos³⁶.

Al revisar más en detalle la ecuación de selección se puede ver que la dotación relativa de habilidades aparece como no significativa, mientras que sí lo son claramente la dotación absoluta de habilidades³⁷ y la educación de la madre.

Pasando a la ecuación de ingresos propiamente tal, para cada sector (correjidas por el sesgo de selección), aparecen algunas sorpresas interesantes. En primer lugar, para ambos sectores la dotación relativa de habilidades tiene un coeficiente significativamente distinto de cero, para los niveles de confianza usualmente exigidos. Esta situación viene a confirmar el resultado de las estimaciones con el primer modelo, en el sentido de que las ventajas comparativas en estas habilidades son importantes y son valoradas en el mercado laboral, pese a la baja dispersión observada en la población. Se confirma además la preponderancia de las destrezas cuantitativas, para ambos sectores³⁸.

Por otro lado, aparecen algunas diferencias entre sectores. En primer lugar, el residuo de la regresión del promedio no aparece como significativo para el sector menos educado. De manera algo similar, la educación de la madre muestra para ese mismo sector un coeficiente no significativamente distinto de cero. Por último, no deja de llamar la atención que para ambos sectores la experiencia aparezca como poco significativa³⁹.

Al concentrarse en el interés original por el ejercicio, es decir, en los parámetros que permitan caracterizar a los sectores como estándares o no estándares, se deben analizar los valores de ρ , σ y λ , particularmente este último. Para hacer consistente la nomenclatura utilizada hasta ahora con la del programa STATA que se utilizó en las estimaciones, se debe señalar que σ corresponde a las raíces cuadradas de σ_{11} y σ_{22} , de acuerdo al sector de que se trate; ρ es la correlación entre U_1 y ε ó U_2 y ε (según el sector), mientras que

³⁶ En el Anexo III se reporta además el resultado de un probit correspondiente al proceso de selección.

³⁷ Se podría objetar el uso de la variable del promedio de los puntajes en la ecuación de selección, dado que ésta pudiera estar explicada por los años de educación elegidos. Sin embargo, se están asumiendo expectativas racionales, suponiendo que existe una percepción (normalmente implícita y no explícita) del potencial que se tiene en esta área (y que se espera la educación desarrolle) y, por lo tanto, la decisión toma en cuenta este potencial. Un razonamiento análogo puede ser aplicado a la incorporación de la dotación relativa en la ecuación de selección.

³⁸ Respecto a la magnitud del efecto sobre el ingreso, se comprueba revisando los coeficientes de *Inquaver* que es bastante mayor para el sector más educado, ya que un 10% de alza en la razón de puntajes a favor del dominio cuantitativo está asociado con un alza del orden del 28% del salario por hora, mientras que en el sector menos educado, un alza de la misma magnitud en la dotación relativa tiene un impacto esperado del 5,5% sobre el ingreso laboral.

³⁹ Al igual que en el caso de las estimaciones relativas al primer modelo, este comportamiento no esperado de las variables relativas a la experiencia deja de manifestarse al considerarse el rango completo de edad (15 a 65 años) como se puede verificar en el Anexo I.

lambda corresponde a σ_{1e} y σ_{2e} , que acompañan a la razón inversa de Mills para cada caso. Obviamente lambda es igual a rho por sigma para cada sector.

Lo primero que se puede decir es que todos estos parámetros aparecen como significativamente distintos de cero, para ambos sectores. Si analizamos en primer lugar sigma se puede verificar que ésta es mayor para el sector más educado, lo que es consistente con una distribución del ingreso con mayor dispersión en la cola derecha. Como bien lo muestra el modelo de Roy, los sectores con mayor dispersión son candidatos a ser superiores, en la medida que en un escenario de igualdad de ventajas comparativas en la población son capaces de captar a los más hábiles, que logran diferenciarse más claramente en un sector de estas características.

Pero el mayor interés está en los lambdas, que aparecen con signo positivo en ambos casos, lo que indicaría que los dos sectores son estándares, es decir, que la esperanza condicional del salario en cada tipo de trabajo es mayor que la esperanza sobre toda la población. De esta manera no existe un ordenamiento jerárquico ni un sector que podamos llamar superior.

Este resultado, que puede resultar sorprendente, coincide con lo obtenido por Willis y Rosen para su base de datos en Estados Unidos y hace que no tenga sentido hablar de los *más hábiles* y los *menos hábiles* en términos absolutos, al referirnos a personas con mayor o menor educación, ya que la evidencia arrojada por el ejercicio es de que en cada grupo, los que optaron por él, muestran un ingreso esperado superior al del individuo promedio en ese tipo de trabajo.

Esta evidencia de que la importancia de las ventajas comparativas también se manifiesta en esta nueva dimensión, vuelve a reafirmar el lugar destacado que han tenido en el trabajo teórico y empírico del profesor Rosen y en toda la economía laboral de las últimas décadas. Ya no sólo tenemos evidencia de que es importante para comprender la valoración de habilidades específicas, sino también para entender el ordenamiento que se genera entre distintos tipos de trabajos.

El resultado específico, además, tiene importantes aportes que hacer respecto a la comprensión de cómo el mercado laboral interactúa con el sistema educativo en la perspectiva de la economía de la educación. Como señalan Heckman *et al.*, la piedra angular de una abundante literatura en economía laboral empírica ha sido por mucho tiempo la estimación de ecuaciones de ingreso tipo Mincer, particularmente en la perspectiva de estimar tasas de retorno a la educación. El mismo Rosen (1977a) reconoce en este último concepto un elemento fundamental para la teoría del capital humano.

Sin embargo, por varios años las populares ecuaciones de Mincer fueron estimadas sin un sustento teórico adecuado, el que sólo vinieron a recibir con el fundamental trabajo de Willis (1986). Este trabajo aborda el tema del sesgo de selección en el contexto de un modelo de asignación con capital humano heterogéneo y dos tipos de trabajo⁴⁰, y lo relaciona con el ordenamiento de sectores,

⁴⁰ Nuevamente a partir de la idea seminal de Roy.

distinguiendo cuatro casos posibles. La evidencia reportada por la presente estimación corresponde al cuarto caso, donde no hay un ordenamiento jerárquico y el sesgo de selección es positivo para ambos sectores. En este caso el carácter multidimensional de las habilidades no se puede soslayar, desvirtuando así la discusión por el sesgo de habilidad que ha recorrido la literatura de las tasas de retorno⁴¹: si no es posible afirmar que los más hábiles se educan más, no es posible suponer la existencia de sesgo de habilidad.

Por último, el resultado del segundo ejercicio para el sector más educado confirma, como era de esperar, que quienes optan por la educación superior tienen ventajas comparativas que les permiten capturar las altas tasas de retorno que se han podido estimar para esta porción del sistema educativo. Pero nos muestra además que los que están en el sector menos educado también son, en promedio, los mejores en lo que hacen. Esta situación hace que el eventual proyecto de aumentar la cobertura de la educación superior deba ser evaluado con cautela, ya que los que hoy no acceden a ella no sólo tienen menos que ganar en dicho sector (respecto al promedio de la población), dadas sus características, sino que además tienen más que perder respecto a su actual perspectiva de trabajo.

⁴¹ El sesgo de habilidad considera que ésta tiene un carácter unidimensional y que los más hábiles se educan más, de forma que las estimaciones de tasas de retorno a la educación estarían sobrestimadas en la medida que captarían un pago a la habilidad que no está relacionado con los años de educación. Una referencia importante que se puede mencionar en esta literatura es, además de los trabajos de Willis y Rosen, Griliches (1979).

CUADRO 6
ESTIMACION MAXIMO VEROSIMILITUD DEL SEGUNDO MODELO
(SECTOR CON EDUCACION SUPERIOR)

| Heckman selection model (regression model with sample selection) | | Number of obs = 1015 Censored = 173 Uncensored obs = 0.0000 | | | | |
|--|-----------|---|---------|-------|----------------------|-----------|
| Log likelihood = - 485.9097 | | Wald chi2 (5) = 32.74 Prob > chi2 = 0.0000 | | | | |
| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | (95% conf. Interval) | |
| lninhrs | | | | | | |
| lnquaver | 2.811532 | 1.106034 | 2.542 | 0.011 | .6437451 | 4.97932 |
| resprom | .008139 | .0033014 | 2.465 | 0.014 | .0016683 | .0146096 |
| s | .1681838 | .0366377 | 4.590 | 0.000 | .0963753 | .2399924 |
| exp | .0064613 | .0063695 | 1.014 | 0.310 | -.0060227 | .0189454 |
| mamedsup | .6024151 | .1928392 | 3.124 | 0.002 | .2244573 | .9803729 |
| _cons | 3.513433 | .7484803 | 4.694 | 0.000 | 2.046438 | 4.980427 |
| select | | | | | | |
| lnquaver | .3853216 | .8252285 | 0.467 | 0.641 | -1.232097 | 2.00274 |
| prom | .0183316 | .0017184 | 10.668 | 0.000 | .0149636 | .0216995 |
| mamedsup | .8193666 | .1467954 | 5.582 | 0.000 | .531653 | 1.10708 |
| _cons | -5.390705 | .4216861 | -12.784 | 0.000 | -6.217195 | -4.564216 |
| /athrho | | | | | | |
| /insigma | .8327494 | .3190529 | 2.610 | 0.009 | .2074172 | 1.458081 |
| /lambda | | | | | | |
| /rho | -.0554711 | .1180408 | -0.470 | 0.638 | -.2868269 | .1758846 |
| rho | | | | | | |
| sigma | .6819495 | .1706757 | | | .2044931 | .8972793 |
| lambda | .9460393 | .1116713 | | | .7506416 | 1.192301 |
| | .6451511 | .2317954 | | | .1908404 | 1.099462 |
| LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 3.20 Prob > chi2 = 0.0737 | | | | | | |

CUADRO 7
ESTIMACION MAXIMO VEROSIMILITUD DEL SEGUNDO MODELO
(SECTOR SIN EDUCACION SUPERIOR)

| Heckman selection model (regression model with sample selection) | | Number of obs = 1015 Censored = 842 Uncensored obs = 173 | | | | |
|--|-----------|--|---------|-------|----------------------|-----------|
| Log likelihood = -1328.462 | | Wald chi2 (5) = 79.16 Prob > chi2 = 0.0000 | | | | |
| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | (95% conf. Interval) | |
| lnehhrs | | | | | | |
| lnquaver | .5520587 | .1573576 | 3.508 | 0.000 | .2436434 | .860474 |
| resprom | .0012644 | .000973 | 1.300 | 0.194 | -.0006425 | .0031714 |
| s | .0633864 | .0125812 | 5.038 | 0.000 | .0387278 | .088045 |
| exp | .0042676 | .003037 | 1.405 | 0.160 | -.0016848 | .0102201 |
| mamedsup | .1493236 | .1291276 | 1.156 | 0.248 | -.1037619 | .4024091 |
| _cons | 5.579968 | .1641956 | 33.984 | 0.000 | 5.25815 | 5.901785 |
| select | | | | | | |
| lnquaver | -.8366564 | .8597924 | -0.973 | 0.331 | -2.521819 | .8485058 |
| prom | -.0179377 | .001721 | -10.423 | 0.000 | -.0213107 | -.0145647 |
| mamedsup | -.7989653 | .1470483 | -5.433 | 0.000 | -1.087175 | -.5107559 |
| _cons | 5.296323 | .421823 | 12.556 | 0.000 | 4.469566 | 6.123081 |
| /athrho | | | | | | |
| /lnsigma | .3815792 | .1488273 | 2.564 | 0.010 | .0898831 | .6732753 |
| /lnsigma | | | | | | |
| | -.1581557 | .0266686 | -5.930 | 0.000 | -.2104252 | -.1058862 |
| rho | | | | | | |
| | .3640781 | .1290998 | | | .0896418 | .5871302 |
| sigma | | | | | | |
| | .8537169 | .0227674 | | | 8102397 | 899527 |
| lambda | | | | | | |
| | .3108196 | .1138543 | | | .0876692 | .53397 |
| LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 3.51 Prob > chi2 = 0.0611 | | | | | | |

8. COMENTARIOS FINALES

Las conclusiones se pueden dividir en una apreciación general y los resultados específicos de los ejercicios. En primer lugar, las estimaciones presentadas refuerzan la proposición de la teoría de que la consideración de las ventajas comparativas y la heterogeneidad son claves para entender ciertos fenómenos económicos en el mercado laboral y el sistema educativo. Como criterio general, esta situación invita a tener cautela a la hora de intervenir centralizadamente en el mundo del trabajo y la educación, donde una mayor flexibilidad y autonomía permiten una mejor adaptación a las características y requerimientos particulares de cada persona y puesto de trabajo.

Respecto a los resultados específicos de los ejercicios planteados sólo queda recapitular brevemente lo ya señalado. En primer lugar, y pese a la falta de dispersión de las habilidades dentro de la población analizada, se ha encontrado

evidencia de que las ventajas comparativas, asociadas a las competencias básicas evaluadas en los test, sí contienen información relevante para el mercado laboral.

En segundo término, parece importante rescatar el signo de dicha valoración a favor de las habilidades cuantitativas por sobre las verbales. Si bien la principal conclusión pública de la encuesta IALS fue que los chilenos no entienden lo que leen, los resultados de estos ejercicios parecen sugerir que, al menos en términos del mercado laboral, lo que más se valoraría es que los chilenos mejoren su manejo y aplicación de las herramientas matemáticas básicas.

En tercer lugar, respecto a la evidencia a favor de un ordenamiento no jerárquico entre los sectores de los trabajadores más y menos educados, junto con ayudar a conocer de mejor manera el funcionamiento del mercado laboral y del sistema educativo chileno, proporciona antecedentes contrarios a asignarle relevancia al llamado sesgo de habilidad en las estimaciones de tasa de retorno a la educación. Esto es así, ya que al menos en esta perspectiva, no es posible decir que los más hábiles (en términos absolutos) se educan más.

Queda mucho por desarrollar, en términos teóricos y empíricos, para poder alcanzar un mejor conocimiento del funcionamiento del mercado laboral y del sistema educativo, en particular en Chile. El trabajo académico de Sherwin Rosen ha permitido avanzar y orientarse en ese camino. Se espera que el presente trabajo, más allá de sus resultados específicos, contribuya a despertar mayor interés por seguir caminando en esa dirección.

REFERENCIAS

- Becker, G. (1974), "A Theory of Marriage", en *The Economics of the Family*, T. W. Schultz (ed.), University of Chicago Press, Chicago.
- Bravo, D. y D. Contreras (2001), *Competencias Básicas de la Población Adulta en Chile*, Departamento de Economía de la Universidad de Chile y CORFO, Santiago de Chile.
- Coloma, F. y C. Sapelli (1996), "Introducción", *Cuadernos de Economía*, 33(99):185-188.
- Eyzaguirre, N. (1980), "El empleo en una economía deprimida: un análisis econométrico de sus determinantes en la industria manufacturera: 1974-1978", *Estudios de Economía*, 8(2):45-71.
- Friedman, M. y S. Kuznets (1945), *Income from Independent Professional Practice*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Griliches, Z. (1979), "Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey", *Journal of Political Economy*, 87(5):S37-64.
- Heckman, J.J. (1985), "Selection bias and self selection", en *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, John Eatwell, Murray Milgate and Peter Newman, eds., MacMillan Press, Stockton, New York.
- Heckman, J.J. y B. E. Honoré (1990), "The Empirical Content of the Roy Model", *Econometrica*, 58(5):1121-1149.
- Heckman, J.J., L.J. Lochner y P.E. Todd (2001), "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions", trabajo presentado en la reunión anual de la American Economic Association.
- Heckman, J.J. y G. L. Sedlacek (1985), "Heterogeneity, Aggregation, and Market Wage Functions: An Empirical Model of Self-selection in the Labor Market", *Journal of Political Economy*, 93(6): 1077-1125.
- Mincer, J. (1974), *Schooling Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York, NY.
- Neal, D. y S. Rosen (2000), "The Theory of Earnings Distributions", en *Handbook of Income Distribution*, A.B. Atkinson, A. and F. Bourguignon, eds., North Holland, Amsterdam.
- OECD and Statistics Canada (1995), "Literacy, Economy and Society: Results of the First International Adult Literacy Survey", Paris and Ottawa.
- Riveros, L. y P. Arrau (1984), "Un análisis empírico de la demanda por trabajo del sector industrial chileno", *Estudios de Economía*, 11(1)38-52.
- Rosen, S. (1977a), "Human Capital: A Survey of Empirical Research", en *Research in Labor Economics, Vol. 1*, ed. R. Ehrenberg, JAI Press, Greenwich, CT.
- Rosen, S. (1977b), "Labor Quality, The Demand for Skills and Market Selection", NBER Working Paper Series, N° 162.
- Rosen, S. (1981), "The Economics of Superstars", *American Economic Review*, 71(5): 845-58.
- Rosen, S. (1986), "The Theory of Equalizing Differences", *Handbook of Labor Economics Vol 3B*, O. Ashenfelter y D. Card (eds). North-Holland, Amsterdam.
- Rosen, S. (1989), "Human Capital", en *The New Palgrave: Social Economics*, John Eatwell, Murray Milgate, and Peter Newman, (eds), W. W. Norton, New York.
- Rosen, S. (1996), "The Equilibrium Approach to Labor Markets", *Cuadernos de Economía*, 33(99):189-204.
- Rosen, S. y D. Neal (1999), "The Theory of Earning Distributions", *Handbook of Income Distribution*, A. B. Atkinson and F. Bourguignon, (eds.). North-Holland, Amsterdam.

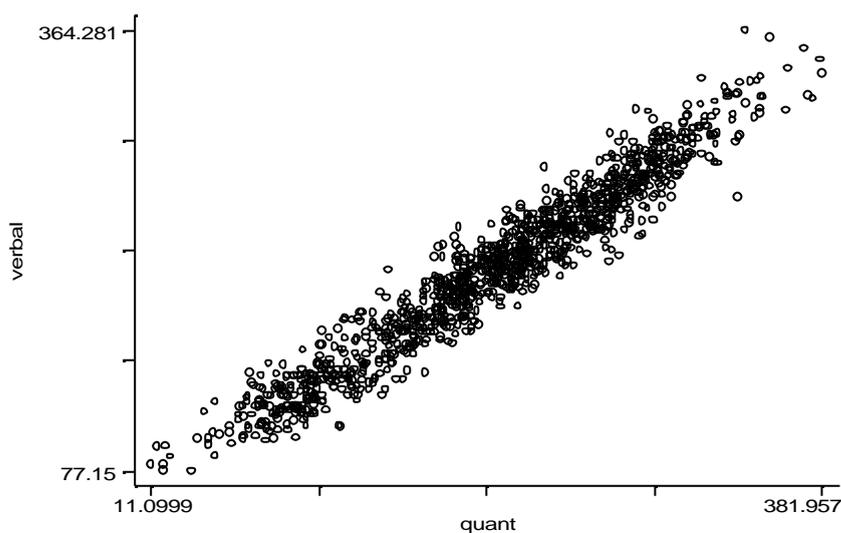
- Roy, A. D. (1951), "Some Thoughts on the Distribution of Earnings", *Oxford Economic Papers*, 3:135-146.
- Vial, B. (2002), "Apuntes del Curso Teoría Econométrica II", mimeo, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Willis, R. (1986), "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions", *Handbook of Labor Economics Vol 3B*, O. Ashenfelter y D. Card (eds.). North-Holland, Amsterdam.
- Willis R. y S. Rosen (1979), "Education and Self Selection", *Journal of Political Economy*, 87(5): S7-36.

ANEXO I

En este anexo se presentan todos los cuadros y gráficos de las secciones 5, 6 y 7, pero para todo el rango de edad de la encuesta, es decir, de 15 a 65 años, nuevamente sólo par varones. Esto significa aumentar en 183 las observaciones, correspondiendo 37 al sector con mayor educación y las restantes 146 al sector, con un máximo de 12 años de educación escolar.

El interés fundamental de presentar estos resultados es doble. En primer lugar, y lo más importante, porque muestran en términos generales los mismos resultados que las estimaciones presentadas en el cuerpo del trabajo, siendo de esta manera un fuerte indicio de la robustez de dichos resultados. En segundo lugar, porque el cambio más significativo se produce en el comportamiento de las variables *exp* y *exp2*, las que en este caso se comportan en forma más acorde con lo reportado tradicionalmente en la literatura.

GRAFICO 1B
PUNTAJES CUANTITATIVOS Y VERBALES EN TODA LA MUESTRA



CUADRO 1b
MATRIZ DE CORRELACIONES

| | prosa | doc | quant | prom |
|-------|--------|--------|--------|--------|
| prosa | 1.0000 | | | |
| doc | 0.9482 | 1.0000 | | |
| quant | 0.9482 | 0.9599 | 1.0000 | |
| prom | 0.9796 | 0.9842 | 0.9876 | 1.0000 |

CUADRO 2b
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

| Variable | Obs | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
|----------|------|----------|----------|----------|----------|
| prosa | 1198 | 207.3219 | 56.73176 | 76.13712 | 395.9776 |
| doc | 1198 | 211.738 | 56.71078 | 43.7583 | 364.2999 |
| quant | 1198 | 202.3186 | 72.44657 | 11.09994 | 381.9575 |

CUADRO 3b
MATRIZ DE CORRELACIONES

| | lninghr | lnprodoc | lnproqua | lndocqua | prom | s | exp |
|----------|---------|----------|----------|----------|---------|---------|--------|
| lninghr | 1.0000 | | | | | | |
| lnprodoc | 0.0008 | 1.0000 | | | | | |
| lnproqua | -0.2918 | 0.4565 | 1.0000 | | | | |
| lndocqua | -0.3284 | 0.0273 | 0.8864 | 1.0000 | | | |
| prom | 0.4290 | -0.0231 | -0.6302 | -0.6962 | 1.0000 | | |
| s | 0.4599 | -0.0162 | -0.4952 | -0.5650 | 0.7530 | 1.0000 | |
| exp | -0.1704 | 0.0580 | 0.2791 | 0.2835 | -0.4360 | -0.5851 | 1.0000 |

CUADRO 4b
MATRIZ DE CORRELACIONES

| | lninghr | lnquaver | prom | s | exp | exp ² | mamedsup |
|------------------|---------|----------|---------|---------|---------|------------------|----------|
| lninghr | 1.0000 | | | | | | |
| lnquaver | 0.3183 | 1.0000 | | | | | |
| prom | 0.4290 | 0.6805 | 1.0000 | | | | |
| s | 0.4599 | 0.5436 | 0.7530 | 1.0000 | | | |
| exp | -0.1704 | -0.2902 | -0.4360 | -0.5851 | 1.0000 | | |
| exp ² | -0.1795 | -0.3080 | -0.4216 | -0.5806 | 0.9569 | 1.0000 | |
| mamedsup | 0.2724 | 0.1773 | 0.3585 | 0.4112 | -0.2926 | -0.2481 | 1.0000 |

CUADRO 5b
ESTIMACION OLS DEL PRIMER MODELO

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|------|------------|-----------------|--------|--|
| Model | 292.575993 | 6 | 48.7626654 | Number of obs = | 1198 | |
| Residual | 868.127593 | 1191 | .728906459 | F (6,1191) = | 66.90 | |
| Total | 1160.70359 | 1197 | .969677181 | Prob > F = | 0.0000 | |
| | | | | R-squared = | 0.2521 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0.2483 | |
| | | | | Root MSE = | 85376 | |

| lninghr | Coef. | Std. Err. | t | P> t | (95% conf. Interval] | |
|----------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|----------|
| lnquaver | .4600286 | .144643 | 3.180 | 0.002 | .1762452 | .743812 |
| resprom | .0025786 | .000715 | 3.607 | 0.000 | .0011759 | .0039814 |
| s | .0998589 | .0083178 | 12.005 | 0.000 | .0835396 | .1161781 |
| exp | .0190961 | .0061933 | 3.083 | 0.002 | .0069452 | .031247 |
| xp2 | -.0001636 | .0001145 | -1.429 | 0.153 | -.0003884 | .0000611 |
| mamedsup | .3334673 | .0767066 | 4.347 | 0.000 | .1829723 | .4839623 |
| _cons | 5.095483 | .1221804 | 41.705 | 0.000 | 4.85577 | 5.335195 |

Es en la estimación reportada en el Cuadro 5b precedente donde aparecen los cambios más significativos respecto al comportamiento de las variables relativas a la experiencia. En este caso no sólo no es necesario excluir exp2 para que exp aparezca como significativa, sino que además el coeficiente asociado al cuadrado de la experiencia, sin ser significativamente distinto de cero al 90%, tiene el signo negativo esperado.

CUADRO 6b
ESTIMACION ML DEL SEGUNDO MODELO
(SECTOR CON EDUCACION SUPERIOR)

| Heckman selection model | | Number of obs = 1198 | | | | |
|--|-----------|-----------------------|---------|-------|----------------------|-----------|
| (regression model with sample selection) | | Censored = 210 | | | | |
| | | Uncensored obs = 988 | | | | |
| Log likelihood = - 602-2361 | | Wald chi2 (5) = 62.98 | | | | |
| | | Prob > chi2 = 0.0000 | | | | |
| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
| Ininhrsu | | | | | | |
| Inquaver | 3.108698 | 1.064378 | 2.921 | 0.003 | 1.022555 | 5.194841 |
| resprom | .0104959 | .0028317 | 3.707 | 0.000 | .0049459 | .0160459 |
| s | .1926502 | .033632 | 5.728 | 0.000 | .1267326 | .2585677 |
| exp | .0316391 | .0170292 | 1.858 | 0.063 | -.0017374 | .0650157 |
| exp2 | -.0005541 | .0004535 | -1.222 | 0.222 | -.001443 | .0003347 |
| mamedsup | .7057598 | .1625702 | 4.341 | 0.000 | .3871281 | 1.024392 |
| _cons | .672568 | .6265834 | 4.265 | 0.000 | 1.444487 | 3.900648 |
| select | | | | | | |
| Inquaver | .738359 | .7659559 | 0.964 | 0.335 | -.762887 | 2.239605 |
| prom | .018813 | .0015997 | 11.760 | 0.000 | .0156776 | .0219485 |
| mamedsup | .6931857 | .1246326 | 5.562 | 0.000 | .4489103 | .9374612 |
| _cons | -5.529978 | .395472 | -13.983 | 0.000 | -6.305089 | -4.754868 |
| /athrho | | | | | | |
| /athrho | 1.027449 | .2377057 | 4.322 | 0.000 | .561554 | 1.493343 |
| /lnsigma | .0522078 | .095988 | 0.544 | 0.587 | -.1359253 | .2403408 |
| rho | | | | | | |
| rho | .7728831 | .0957126 | | | .5091295 | .9039381 |
| sigma | 1.053595 | .1011324 | | | .8729079 | 1.271682 |
| lambda | .8143054 | .172616 | | | .4759843 | 1.152627 |
| LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 7.74 Prob > chi2 = 0.0054 | | | | | | |

CUADRO 7b
ESTIMACION ML DEL SEGUNDO MODELO
(SECTOR SIN EDUCACION SUPERIOR)

| Heckman selection model (regression model with sample selection) | | Number of obs = 1198 | | | | |
|--|-----------|-----------------------|---------|-------|----------------------|-----------|
| | | Censored = 988 | | | | |
| | | Uncensored obs = 210 | | | | |
| Log likelihood = -1581.11 | | Wald chi2 (5) = 88.77 | | | | |
| | | Prob > chi2 = 0.0000 | | | | |
| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
| l _{in} hrs _u | | | | | | |
| lnquaver | .4439857 | .1536927 | 2.889 | 0.004 | .1427534 | .7452179 |
| resprom | .0011643 | .0009056 | 1.286 | 0.199 | -.0006107 | .0029393 |
| s | .0700826 | .0116271 | 6.027 | 0.000 | .0472938 | .0928714 |
| exp | .0172645 | .0070728 | 2.441 | 0.015 | .0034021 | .0311269 |
| exp2 | -.0001746 | .0001272 | -1.373 | 0.170 | -.0004239 | .0000747 |
| mamedsup | .1934563 | .1050037 | 1.842 | 0.065 | -.0123471 | .3992597 |
| _cons | 5.298119 | .147141 | 36.007 | 0.000 | 5.009728 | 5.58651 |
| select | | | | | | |
| lnquaver | -.967482 | .7750811 | -1.248 | 0.212 | -2.486613 | .551649 |
| prom | -.0185125 | .0015993 | -11.575 | 0.000 | -.0216471 | -.0153779 |
| mamedsup | -.6855831 | .1259144 | -5.445 | 0.000 | -.9323708 | -.4387953 |
| _cons | 5.457503 | .3950724 | 13.814 | 0.000 | 4.683175 | 6.231831 |
| /athrho | | | | | | |
| /athrho | .4500871 | .1319814 | 3.410 | 0.001 | .1914084 | .7087658 |
| /lnsigma | | | | | | |
| /lnsigma | -.145982 | .0251204 | -5.811 | 0.000 | -.1952171 | -.0967469 |
| rho | | | | | | |
| rho | .4219706 | .1084809 | | | .1891046 | .6099023 |
| sigma | | | | | | |
| sigma | .8641733 | .0217084 | | | .822656 | .9077858 |
| lambda | | | | | | |
| lambda | .3646557 | .09819 | | | .1722068 | .5571046 |
| LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 6.06 Prob > chi2 = 0.0138 | | | | | | |

ANEXO II

Desarrollo analítico del modelo de Roy

Se partirá de una expresión análoga a la ecuación (1) del modelo de Rosen, la que por conveniencia se expresará en términos logarítmicos para cada uno de los dos sectores en que se dividirá la economía (ecuación 8).

$$(AII-1) y_{ij} = \omega_j \pi_{ij}$$

$$(AII-2) \ln y_{i1} = \ln \omega_1 + \ln \pi_{i1} \\ \ln y_{i2} = \ln \omega_2 + \ln \pi_{i2}$$

Una de las particularidades del modelo de Roy, al menos en su versión más simple, es que asume que los logaritmos de las productividades se distribuyen en la población en forma normal bivariada. Las medias de estas distribuciones las llamaremos μ_1 y μ_2 , mientras que las varianzas serán σ_{11} y σ_{22} , respectivamente, y la covarianza $\sigma_{12} = \sigma_{21}$.

Dado lo anterior se pueden definir dos variables auxiliares, U_{i1} y U_{i2} con distribución normal de media 0 y varianzas σ_{11} y σ_{22} , respectivamente, que permiten expresar los logaritmos de las productividades de acuerdo a las ecuaciones (AII-3), y el logaritmo del ingreso salarial potencial de acuerdo a (AII-4), para ambos sectores.

$$(AII-3) \ln \pi_{i1} = \mu_1 + U_{i1} \\ \ln \pi_{i2} = \mu_2 + U_{i2}$$

$$(AII-4) \ln y_{i1} = \ln \omega_1 + \mu_1 + U_{i1} \\ \ln y_{i2} = \ln \omega_2 + \mu_2 + U_{i2}$$

La regla de elección de asignación que considera Roy es la misma que la utilizada en el modelo de selección de Rosen y corresponde simplemente a elegir aquel tipo de trabajo que ofrezca el mayor salario potencial⁴². En la perspectiva de las expresiones presentadas en (AII-4), y olvidando de ahora en adelante el subíndice i , se ve que cada persona que elige el sector 1 tiene un salario potencial mayor en ese sector, lo que determina una relación entre U_1 y U_2 asociados a esa persona.

⁴² Este es el criterio original propuesto por Roy. Como se ve en la parte (c) de la sección que describe este segundo modelo, dada la definición de los sectores considerados, será necesario generalizar el modelo para considerar una regla algo distinta. Sin embargo, se presenta aquí el desarrollo asociado al modelo original y sólo en (c) se adapta a la nueva regla.

$$(AII-5) \ln y_1 > \ln y_2 \Rightarrow (U_1 - U_2) > -[\ln(\omega_1/\omega_2) + (\mu_1 - \mu_2)] \equiv -c$$

Si se llama ahora d_1 a una variable asociada a la decisión de sector, que toma valor 1 cuando se elige el tipo de trabajo 1, y cero cuando se elige el sector 2, entonces la probabilidad de elegir 1 es:

$$(AII-6) \Pr [d_1 = 1] = \Pr [(U_1 - U_2) > -c]$$

Dada la distribución conjunta de U_1 y U_2 se conoce la distribución de $(U_1 - U_2)$, que tiene media cero y cuya varianza denominaremos σ^*2 .

$$(AII-7) \sigma^*2 \equiv \text{Var} (U_1 - U_2) = \sigma_{11} + \sigma_{22} - 2\sigma_{12}$$

Para trabajar con una distribución $N(0,1)$ sólo queda normalizar la expresión (AII-6) utilizando (AII-7).

$$(AII-8) \Pr [d_1 = 1] = \Pr [(U_1 - U_2)/\sigma^* > -c/\sigma^*] = 1 - \Phi(-c/\sigma^*) = \Phi(c/\sigma^*)$$

Donde $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución asociada a una distribución normal $N(0,1)$. Análogamente para la elección del sector 2 se puede escribir:

$$(AII-9) \Pr [d_1 = 0] = 1 - \Phi(c/\sigma^*) = \Phi(-c/\sigma^*)$$

Como se mencionó anteriormente, el proceso de selección produce un sesgo en el sentido de que los que eligen un determinado sector no son individuos cualesquiera, sino que se guían por la regla de selección asociada a la expresión (AII-5). Por lo tanto, para el sector 1 la esperanza del salario observado, es aquella condicional a la regla de selección, tal y como lo recogen las expresiones de (AII-10).

$$(AII-10) E[\ln y_1 / \ln y_1 > \ln y_2] = \ln \omega_1 + \mu_1 + E[U_1 / \ln y_1 > \ln y_2]$$

$$E[\ln y_1 / d_1 = 1] = \ln \omega_1 + \mu_1 + E[U_1 / (U_1 - U_2) > -c]$$

Para poder describir esa expresión en función de las distribuciones conocidas se necesita arreglar un poco los términos. Utilizando una regresión ficticia de U_1 respecto a $(U_1 - U_2)$, se tiene:

$$(AII-11) U_1 = [(\text{Cov}((U_1 - U_2), U_1) / \sigma^*2)] (U_1 - U_2) + V_1 \text{ con } E[V_1] = 0$$

$$U_1 = a_1 (U_1 - U_2) + V_1 \text{ con } a_1 = [(\sigma_{11} - \sigma_{12}) / \sigma^*2]$$

Esta expresión permite reformular (AII-10) en función de $(U_1 - U_2)/\sigma^*$, de acuerdo al siguiente desarrollo:

$$(AII-12) E[U_1 / (U_1 - U_2) > -c] = E[a_1 (U_1 - U_2) + V_1 / (U_1 - U_2) > -c]$$

$$E[U_1 / (U_1 - U_2) > -c] = a_1 E[(U_1 - U_2) / (U_1 - U_2) > -c]$$

$$E[U_1 / (U_1 - U_2) > -c] = a_1 \sigma^* E[((U_1 - U_2) / \sigma^*) / ((U_1 - U_2) / \sigma^*) > (-c / \sigma^*)]$$

Por otro lado, se puede demostrar (no se hará aquí) que para una variable aleatoria x que se distribuye de acuerdo a una normal $N(0,1)$, se verifica que:

$$(AII-13) E[x / x > d] = \phi(d) / (1 - \Phi(d)) = \lambda(d)$$

Donde la función $\phi(\cdot)$ es la función de densidad de la normal $N(0,1)$ y la función $\lambda(\cdot)$ es la llamada razón inversa de Mills.

Utilizando el resultado anterior y recordando a qué corresponde a_1 , se puede reescribir (AII-12):

$$(AII-14) E[U_1 / (U_1 - U_2) > -c] = ((\sigma_{11} - \sigma_{12}) / \sigma^*) \lambda(-c / \sigma^*)$$

Con la expresión (AII-14) se puede finalmente reescribir (AII-10) en función de las distribuciones conocidas.

$$(AII-15) E[\ln y_1 / d1 = 1] = \ln \omega_1 + \mu_1 + ((\sigma_{11} - \sigma_{12}) / \sigma^*) \lambda(-c / \sigma^*)$$

Análogamente para el sector 2 se puede escribir:

$$(AII-16) E[\ln y_2 / d1 = 0] = \ln \omega_2 + \mu_2 + ((\sigma_{22} - \sigma_{12}) / \sigma^*) \lambda(c / \sigma^*)$$

ANEXO III

Probit asociado a la regla de selección del segundo modelo

| Probit estimates | | Number of obs = 1015 | | | | |
|-----------------------------|-----------|----------------------|---------|-------|----------------------|-----------|
| | | LR chi2(3) = 367.61 | | | | |
| | | Prob > chi2 = 0.0000 | | | | |
| Log likelihood = -279.63437 | | Pseudo R2 = 0.3966 | | | | |
| edusup | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
| lnquaver | .4495672 | .8294942 | 0.542 | 0.588 | -1.176212 | 2.075346 |
| prom | .0181915 | .0017347 | 10.487 | 0.000 | .0147915 | .0215914 |
| mamedsup | .7855045 | .1472012 | 5.336 | 0.000 | .4969954 | 1.074014 |
| _cons | -5.352368 | .4251239 | -12.590 | 0.000 | -6.185596 | -4.519141 |