

**DISTRIBUCION PERSONAL DEL INGRESO
Y MERCADOS DE TRABAJO.
(Una aplicación al Norte Argentino).**

Por Jorge A. Paz¹ ²

RESUMEN

En este trabajo se exploran empíricamente algunos determinantes del ingreso personal en las ciudades de Jujuy y Salta (Noroeste Argentino).

Con datos provenientes de la Encuesta de Hogares de octubre de 1993, se estiman funciones de ingreso de tipo mincerianas para la totalidad de la muestra y para segmentos específicos del mercado de trabajo.

Se concluye que las dotaciones de capital humano explican sólo hasta un 50 por ciento de los diferenciales de ingreso observados entre los distintos segmentos del mercado laboral.

ABSTRACT

In this paper some determinants of personal income in the cities of Jujuy and Salta (North West Argentina) were empirically explored.

Using data from the Household Survey (october 1993) mincerians earning functions were estimated for the total sample and segments of the labour market.

In conclusion, the endowments of human capital can explain only up to 50% of the income differences observed among the differents segments of the labor market.

¹ Investigador CONICET (con sede en el Instituto de Investigaciones Económicas de la Universidad Nacional de Salta). Profesor Adjunto de Economía (Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales, Universidad Nacional de Salta).

² El autor hace expreso su agradecimiento Eusebio Cleto del Rey por el tiempo dedicado por él a resolver dudas que hicieron peligrar la continuidad del presente trabajo. A Ana Maria Claramunt y a J.C. Cid por los minuciosos, útiles e inteligentes comentarios realizados a versiones previas de este trabajo (Paz, 1992 y 1993). También a Moisés Antacle, Nelly Toso y al personal de la Dirección Provincial de Estadísticas de la provincia de Jujuy, sin cuya colaboración no se hubiera contado con los datos usados en esta investigación. Se agradece también la colaboración puntual de los profesores Francisco Barbarán y Liliana Fortuny. El autor intelectual y material de este trabajo se hace total y absolutamente responsable por sus errores.

1.- INTRODUCCIÓN

Conocer los determinantes de los ingresos personales y el impacto que aquéllos tienen sobre éstos, es un requisito previo de toda acción cuyo objetivo sea modificar las pautas distributivas y aliviar la pobreza.

La teoría económica ha avanzado de manera notable en este sentido, pero aún se discute la naturaleza de la relación entre el conjunto de factores que concurren como variables exógenas y el nivel de ingreso propiamente dicho.

Los trabajos empíricos que parten del modelo neoclásico en su versión más pura, enfatizan la importancia de variables explicativas tales como el nivel educativo de las personas, su experiencia en el mercado laboral, sus habilidades innatas, etc. Por otro lado, existen algunas evidencias de que tales variables son determinantes no de los ingresos de manera directa, sino de las ocupaciones, las que marcan niveles de ingreso determinados e independientes del stock de capital humano acumulado por cada individuo. En este último caso, el stock de capital humano sería una variable exógena no del ingreso personal, sino de la ocupación, la que operaría sí como una variable exógena de los ingresos individuales.

El objetivo de este trabajo radica en presentar evidencia empírica examinando hipótesis provenientes de ambos enfoques teóricos, los que se tratan con algún detalle en la siguiente sección. Luego de presentar los datos empleados con este propósito y la especificación metodológica (sección 3), se muestran y discuten los principales resultados obtenidos en este estudio (secciones 4 y 5).

2.- CONSIDERACIONES TEÓRICAS INTRODUCTORIAS.

Para fines analíticos resulta procedente distinguir dos casos polares de determinación de los niveles de ingreso personal. Las diferencias entre ambos tienen que ver con el énfasis puesto sobre las consideraciones de oferta, en un caso y de demanda, en otro.

Los enfoques que enfatizan los atributos del lado de la oferta se apoyan en la teoría del capital humano (Becker, 1962 y 1964; Mincer, 1958; Schultz, 1961). La hipótesis central, soporte de estos trabajos, establece que la correspondencia directa entre el ingreso y el capital humano acumulado —observada empíricamente— se origina como consecuencia de la mayor productividad generada, precisamente, por el stock de capital humano acumulado. Dado un mercado de trabajo perfectamente competitivo, la relación ingreso-dotación de capital humano se verificaría de manera independiente de la inserción laboral de los individuos.

El enfoque que enfatiza los determinantes del lado de la demanda (Beccaria, 1985; Knight, 1979), reconoce que existen

diferencias de ingreso entre individuos con idéntica dotación de capital humano y afirma que éstas obedecen al sector del mercado laboral donde se desempeñan los ocupados. En estos trabajos se remueve el supuesto neoclásico de mercados laborales perfectamente competitivos (presente en el enfoque de capital humano). Se supone, por el contrario, la existencia de mercados laborales segmentados cuyas barreras a la entrada impiden el desplazamiento de los trabajadores de los malos a los buenos mercados, o bien desde los mercados secundarios a los primarios. Se trata de los denominados enfoques dualistas, cuyo antecedente más directo es el trabajo de Lewis (1973).

Si bien en los enfoques dualistas se admiten diferencias en la productividad marginal del trabajo (y en las remuneraciones, que acompañan a los niveles de productividad), el problema del ingreso personal está ligado a la posibilidad de la población de acceder a los sectores en los que se utilizan métodos de producción avanzados o "modernos". No obstante, son los puestos de trabajo los que determinan, en última instancia, los niveles de remuneración percibidos por las personas.

Por ende la correlación entre educación (variable típicamente representativa de stock de capital humano acumulado) y los ingresos sería espuria, en el sentido que la educación, si bien aumenta la probabilidad de acceder a los buenos mercados, no significa que produzca, por sí, ingresos superiores.

Obviamente, la realidad muestra combinaciones de efectos que pueden ser interpretados en el sentido de ambas posturas teóricas. Se hace necesario, entonces, determinar hasta qué punto los diferenciales de ingreso entre personas que se desempeñan en distintos sectores del mercado laboral, obedecen a diferencias en la dotación de capital humano; resulta también importante saber hasta qué punto son las diferencias adjudicables a los puestos de trabajo las que explican los diferenciales de ingreso. Existen la literatura estudios que abordan el problema unificando las dos posiciones teóricas mencionadas precedentemente (por ejemplo Altimir y Piñera, 1982 y Dabos, 1995).

El interés de la diferenciación teórica expresada en los párrafos precedentes no es sólo académico. Las políticas relacionadas con la redistribución del ingreso y con el alivio de la pobreza difieren según se adopte uno u otro enfoque teórico. Por ejemplo, los programas de capacitación se justifican en la medida en que los diferenciales de ingreso provengan de diferencias en las dotaciones de capital humano entre los individuos. Por su parte, si se adopta la interpretación de los determinantes por el lado de la demanda, las prescripciones de política dependerán más de posiciones doctrinarias. En este último caso la cuestión a resolver consiste en las posibilidades que tiene el gobierno de intervenir, o no, en los mercados de trabajo.

La especificación empírica que se ensaya en este trabajo tiene en cuenta ambos enfoques teóricos. Por un lado, la

estimación de funciones de ingreso se hace a partir de la teoría del capital humano. Por otro, se evalúa si, controlada la inserción laboral de las personas, las variables incluidas en dichas funciones de ingreso: a) conservan su poder explicativo y b) conservan el efecto que ejercen sobre el logaritmo de los ingresos.

Se comparan, además, los coeficientes de las funciones de ingreso para diversos segmentos del mercado laboral y se estima el porcentaje de la brecha total explicada por las diferentes dotaciones de capital humano.

3.- METODOLOGÍA Y DATOS.

3.1.- Metodología.

La metodología básica de este trabajo consiste en la estimación de funciones de ingreso tanto para la totalidad de la muestra como para segmentos específicos del mercado de trabajo.

La forma empírica clásica (Mincer, 1974) —denominada también función de ingreso estilizada o típicamente minceriana— que asume la función de ingreso viene dada por:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + u_i. \quad [1]$$

Donde $\ln Y_i$ es el logaritmo natural del ingreso horario percibido por la unidad de análisis, S_i representa el nivel educativo del i -ésimo individuo, X_i su experiencia general en el mercado laboral y u_i el término de error (que se supone está normalmente distribuido con media cero y varianza constante).

De acuerdo a la teoría cabe esperar que el signo de los parámetros β_1 y β_2 sea positivo, mientras que β_3 negativo, pues es el que tiene en cuenta la forma parabólica (U invertida) que asume el ingreso ante la experiencia de las personas en el mercado laboral³.

No obstante como en este trabajo se consideró el ingreso mensual de los individuos y no su ingreso horario y, además, se estimaron regresiones para toda la muestra sin diferenciaciones de género, las funciones de ingreso estimadas, denominadas aquí *estilizadas* por respetar el esquema minceriano expresado en [1], vienen dadas por la siguiente ecuación de regresión:

³ Antecedentes de estimaciones de este tipo para el Gran Buenos Aires (Argentina), puede verse en Bour (1983) y Pessino (1995).

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + \beta_4 \ln HOR + \beta_5 MUJER + u_i. \quad [2]$$

Donde $\ln Y_i$ representa ahora el logaritmo natural de los ingresos mensuales; $\ln HORAS_i$ y $MUJER_i$, el logaritmo natural de las horas semanales trabajadas por las personas y si la persona considerada es mujer o varón, respectivamente⁴.

Se espera para β_4 signo positivo reflejando la relación directa entre cantidad de horas dedicadas al trabajo y remuneración percibida por la persona. Para β_5 se espera signo negativo según lo registrado por otros estudios empíricos sobre discriminación por género: *ceteris paribus*, las mujeres detentan ingresos inferiores al de los hombres.

Estas estimaciones se realizaron usando dos enfoques diferentes de la variable nivel educativo: aquella que considera a la educación como años de escolaridad y aquella que considera a la educación como máximo nivel de instrucción alcanzado (véase el acápite 3.2). Este procedimiento permite obtener la tasa de rendimiento global de la educación (en el primer caso) y la tasa de rendimiento por nivel educativo (en el segundo caso). De esta manera se amplía considerablemente el espectro analítico del modelo estilizado original⁵.

Por otra parte se consideraron también estimaciones de las denominadas aquí *funciones de ingreso ampliadas* y que consisten en incorporar a las funciones de ingreso mincerianas un conjunto de variables ficticias representativas de la diferente inserción laboral de los individuos⁶. Tales variables tienen que ver con la categoría de la ocupación, la calificación de la tarea y el tamaño del establecimiento. La definición de estas variables puede verse en el Cuadro A.1 (Apéndice).

Los signos esperados para las variables ocupacionales tienen que ver con el funcionamiento de los mercados laborales específicos. Por ejemplo, perciben ingresos mayores los ocupados en el sector moderno y estructurado de la economía: los trabajadores formales, con mayor calificación y los que se desempeñan en establecimientos de mayor tamaño.

Además, con el propósito de evaluar el efecto que diferentes combinaciones de inserción laboral ejercen sobre el logaritmo de los ingresos (por ejemplo asalariados calificados ocupados en empresas medianas), se estimaron también regresiones incluyendo términos de interacción.

⁴ Para mayor detalle sobre la definición de las variables puede verse el Cuadro A.1 del Apéndice.

⁵ Este modelo (explicado con cierto detalle en Johnes, 1995), aparece en la literatura con la denominación de "modelo spline" y que resulta de una modificación del denominado "modelo simple" (Tenjo, 1993).

⁶ Para el caso argentino los trabajos que estiman este tipo de funciones son: Claramunt y Fornero (1989), De Santis y otros (1987) y Paz (1993).

Todas estas estimaciones son previas a las que componen el centro del presente trabajo. A través de las funciones de ingreso ampliadas es posible tener una primera aproximación sobre la brecha adjudicable a la inserción laboral de los ocupados. Debe tenerse presente que al estimar estas funciones se está suponiendo que la tasa de retorno de la escolaridad, la experiencia, etc., de los distintos grupos ocupacionales son idénticas. No obstante, como se vio previamente, según el enfoque de los determinantes del lado de la demanda, hay razones para creer que esto no es así, requiriéndose por lo tanto estimaciones separadas para los grupos ocupacionales considerados.

Para colegir si tales diferencias son estadísticamente significativas y para estimar la magnitud de las diferencias se aplicó el contraste de Chow (Chow, 1960).

Los grupos ocupacionales usados para las comparaciones se conformaron de la siguiente manera:

a) Categoría de la ocupación. Se distinguieron en este grupo tres categorías: patrón o empleador, trabajador por su cuenta (o Cuenta Propia) y obrero o empleado (o asalariado).

b) Calificación de la tarea. Se tuvo en cuenta en este caso la complejidad de la tarea desarrollada por los individuos, independientemente de que éstos tengan o no título habilitante para desarrollarlas. Se distinguieron de este modo los grupos siguientes: profesionales, trabajadores calificados, trabajadores semi-calificados, trabajadores no calificados⁷.

c) Tamaño del establecimiento. Se conformaron en este caso tres grupos: establecimientos pequeños (hasta 5 ocupados), establecimientos medianos (de 6 a 100 ocupados) y establecimientos grandes (más de 101 ocupados).

Dado que el objetivo final del presente trabajo es obtener los diferenciales de ingresos por ocupaciones y estimar las proporción de éstos debidos a factores tales como escolaridad, experiencia y horas dedicadas al trabajo, se aplicó la técnica de Blinder-Oaxaca (Blinder, 1973 y Oaxaca, 1973), según la cual es posible descomponer los diferenciales de ingreso entre aquella parte debida a la estructura de los salarios (o al diferente impacto de las variables explicativas sobre la dependiente) y los debidos a diferentes dotaciones de capital humano⁸.

Si se consideran sólo dos ocupaciones (A y B) y la

⁷ Para una ampliación del criterio que utiliza el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) para clasificar a la Población Económicamente Activa según la calificación de la tarea puede consultarse INDEC (s/f).

⁸ Esta técnica es usualmente aplicada en los estudios de discriminación. No obstante se ha usado también en algunos trabajos referentes a diferenciales de salarios entre grupos ocupacionales (véase, por ejemplo, Bloch and Kuskin, 1978)

primera como base, lo anterior puede expresarse de la forma siguiente:

$$\overline{\ln W_A} - \overline{\ln W_B} = \beta_A(\overline{Z_A} - \overline{Z_B}) - \overline{Z_B}(\beta_A - \beta_B). \quad [3]$$

O bien, si se toma la otra ocupación como base:

$$\overline{\ln W_B} - \overline{\ln W_A} = \beta_B(\overline{Z_A} - \overline{Z_B}) - \overline{Z_A}(\beta_A - \beta_B). \quad [4]$$

Donde $\ln W_i$ representa los ingresos ($i = A, B$); β_i son los coeficientes estimados en las funciones de ingreso; y Z_i son las variables consideradas determinantes de los ingresos, evaluadas en sus promedios muestrales.

El primer término del lado derecho de las ecuaciones da cuenta de la diferencia de ingresos debida a la disparidad de dotaciones, mientras que el segundo término, de las diferencias en la estructura de los salarios.

La ecuación [3] permite evaluar la descomposición de los diferenciales considerando el ingreso que los ocupados en A deberían percibir si fueran remunerados como los ocupados en B. Y viceversa, la ecuación [4] muestra los ingresos que los ocupados en B deberían percibir si fueran remunerados como los ocupados en A.

La elección de la ecuación para el análisis plantea los mismos inconvenientes que el de la elección de los ponderadores para los números índice. En este trabajo se han usado las dos ecuaciones, dejando al lector la decisión de aceptar una u otra, o ambas.

Tal como se desprende de lo anterior, para aplicar la técnica de Blinder-Oaxaca se hace necesario contar con estimaciones de las funciones de ingreso para diferentes grupos ocupacionales. En el presente estudio tales estimaciones responden al tipo Mincer (1974) detallada en la ecuación [2]. La estimación de esta función permite predecir el ingreso de un individuo dada las características de oferta que definen su situación en el mercado de trabajo.

3.2.- Datos.

Los datos provienen en su totalidad de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) realizada en octubre de 1993 en los aglomerados urbanos de Jujuy y Salta.

La EPH es una encuesta que realiza el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) dos veces por año (generalmente en los meses de mayo y octubre) en los principales aglomerados urbanos del país. El objetivo básico de este programa consiste en obtener tasas de desempleo y subempleo, aunque su información suele utilizarse también con otros fines, ya que contiene datos de diversos aspectos

demográficos, económicos y sociales. Además, dado que en los censos de la Argentina no se pregunta ingresos, es la fuente por excelencia para estudiar el comportamiento de esta variable.

Para este trabajo, la muestra se conformó con la población ocupada mayor de 15 años. Se incluyeron solamente a aquéllos que detentaban una única ocupación al momento de la encuesta. Además, se consideró el ingreso individual y no el familiar.

Es necesario aclarar que se eliminaron todas aquellas observaciones para las que se desconocían los valores de las variables incluidas en el análisis. Se eliminaron también las observaciones correspondientes a los trabajadores familiares sin remuneración, los que presentaban un valor igual a cero en la variable ingreso individual⁷. La muestra definitiva quedó conformada con 2.624 observaciones.

Las características básicas de las variables (nombre, tipo, definición, media y desvío) figuran en el Cuadro A.1. No obstante resulta necesario realizar algunas aclaraciones.

Para construir la variable EXPER (Experiencia en el mercado laboral) se consideró la fórmula comúnmente empleada en este tipo de trabajos: la edad (en años cronológicos) menos los años de escolaridad, menos 6; suponiendo, claro está, que a los cinco años se produce el ingreso al sistema educativo formal.

Por su parte, la variable Nivel educativo (EDUCA) reconoce en este estudio sus dos especificaciones clásicas. Primero, como variable de intervalo (Años de Escolaridad Formal); segundo como variable Dummy (Cuadro A.1).

CUADRO 1
Variable Nivel Educativo.
Características relevantes.

Variable según EPH	Equivale a:	Años de Escolaridad Promedio.
Sin instrucción.	0 años	0 años.
Primaria incompleta.	1 a 6 años.	3 años.
Primaria completa.	7 años.	7 años.
Secundaria incompleta.	8 a 11 años.	9 años.
Secundaria completa.	12 años.	12 años.
Universitaria incompleta.	13 y más años.	13 años.
Universitaria completa.	17 años.	17 años.

⁷ Ya que esto hace imposible el cálculo del logaritmo del ingreso.

Como la EPH consigna sólo si la persona concluyó o no un determinado nivel de instrucción, es necesario realizar una conversión de este dato a fin de obtener los años de escolaridad formal. Para ello se emplea la escala que se muestra en el Cuadro 1^o.

4.- RESULTADOS.

4.1.- Inspección preliminar de los datos

Como se adelantó en la sección anterior, en los Cuadros A.1 y A.2, se muestran los valores que permiten realizar una primera aproximación al problema objeto de este trabajo.

El nivel educativo promedio de toda la muestra, medido por los años de escolaridad, arrojó un valor de 9 años y medio. La mayor proporción se concentra en aquéllos que no completaron estudios secundarios. También es comparativamente alto el porcentaje de los que completaron el nivel primario. Entre ambos grupos cubren el 50 por ciento de los 2.624 casos examinados. El porcentaje de los que completaron estudios superiores —terciario y universitario— fue del 9 por ciento.

Estos valores se modifican cuando se consideran los diferentes segmentos del mercado laboral (Cuadro A.2). Por ejemplo, la diferencia entre los trabajadores con calificación profesional y los no calificados, es de siete años y medio de escolaridad formal. Y, entre aquéllos que trabajan en establecimientos grandes y pequeños es de casi dos años y medio.

Estas diferencias en el nivel educativo promedio se corresponden con diferencias, en el mismo sentido, en el nivel de ingreso promedio. Exceptuando sólo algunos casos, a niveles más altos de escolaridad formal, coreesponden niveles más altos de ingreso (Cuadro A.2).

Llama la atención que el nivel educativo promedio del grupo de trabajadores semicalificados sea mayor que el de los trabajadores calificados. La diferencia puede deberse a que la proporción de los primeros que completó estudios secundarios (38 por ciento) es mayor que la su equivalente calificado (21 por ciento). Comparando ambos grupos se aprecia que no ocurre lo mismo con la experiencia potencial. Entre ambos hay más de cuatro años de diferencia. Esto sugiere que en el momento de seleccionar fuerza de trabajo para ambos niveles de calificación, el mercado laboral pondera más la experiencia que la educación formal recibida por los individuos.

El 40 por ciento de la muestra son mujeres. Al analizar la inserción laboral, se aprecia que éstas están sobrerrepresentadas en las siguientes categorías: Asalariado

^{1o} Este es el criterio comúnmente utilizado en la literatura. Puede verse al respecto Claramunt y Fornero (1989) y De Santis et al (1987).

(43%), Tareas Semicalificadas (58%) y Establecimientos Pequeños (42%). Por su parte, las mujeres representan una pequeña proporción en Patrón (16%), Tareas Calificadas (28%) y Establecimientos Grandes (34%).

4.2.- Funciones de ingreso estilizadas (FIE).

En la Tabla 2 se presentan los resultados obtenidos para las funciones de ingreso *estilizadas* o típicamente mincerianas. Son la que responden a la especificación clásica presentada en la ecuación [2].

Los coeficientes estimados tienen el signo predicho por la teoría y, con excepción de la variable PI, son todos significativos al 1 por ciento de confianza.

Los coeficientes de determinación arrojaron los valores habituales para este tipo de regresiones. El valor del estadístico F da cuenta de un buen ajuste global en ambos casos.

Los ingresos de las mujeres resultaron un 26 por ciento menor que el de los hombres.

Los ingresos de aquéllos que completaron estudios primarios es un 47 por ciento mayor que los que nunca ingresaron al sistema educativo. El de los que completaron estudios secundarios, un 159 por ciento mayor y el de los que completaron estudios superiores, un 348 por ciento¹¹.

La tasa de retorno a la escolaridad fue del 9,9 por ciento anual y la tasa de retorno a la experiencia del 2,2, por ciento.

Estos valores pueden ser comparados con los obtenidos por Pessino (1995) para el Gran Buenos Aires en 1993. La tasa de retorno a la escolaridad obtenida por ella es algo mayor que la del Noroeste: 10,4 por ciento. Por el contrario la tasa de retorno a la experiencia es algo menor: 1,8 por ciento.

4.3.- Funciones de ingreso ampliadas (FIA).

Las estimaciones de las denominadas aquí funciones de ingreso ampliadas se muestran en la Tabla 2. Las variables que se incorporan en este modelo tienen que ver con la categoría de la ocupación (PATRON, ASALAR), la calificación de la tarea (PROFES, CALIFI, SEMICA) y el tamaño del establecimiento (GRANDE, MEDIAN).

¹¹ Escalas similares pueden verse en Claramunt y Fornero (1989) y en Pessino (1993). Pero esos resultados no pueden compararse con los de este trabajo por el grupo excluido para hacer las comparaciones con variables dummy: en aquéllos, personas que no completaron estudios primarios; en éste, analfabetos.

Es en estas estimaciones en las que se obtuvieron los coeficientes de determinación más altos: el conjunto de variables incluidas explican un poco más del 46 por ciento de la varianza del logaritmo del ingreso.

Todos los coeficientes obtenidos, menos uno (ASALAR), son significativos al 1 por ciento. Las tasas de retorno a la escolaridad y la experiencia tienen el signo predicho por la teoría. Por su parte, las variables ocupacionales (excepto, como se dijo antes, ASALAR) presentan los signos esperados de acuerdo a los valores que aparecen en el Cuadro A.2. Todos los coeficientes de las variables ocupacionales son mayores que cero, reflejando que la categorías excluidas corresponden a los ingresos más bajos de todas las consideradas.

Obsérvese que al introducir las variables ocupacionales se reduce el valor de la tasa de retorno a la escolaridad, pasando del 9,9 por ciento anual al 6,4 por ciento. Algo similar ocurre con la tasa de retorno a la experiencia que disminuye del 2,2 al 1,4 por ciento anual. Esto da cuenta del efecto que las variables ocupacionales tienen sobre los retornos a las variables típicamente representativas del capital humano individual. Al omitir las variables ocupacionales se está sobreestimando el impacto de aquéllas sobre el ingreso.

Un efecto similar al comentado en el párrafo anterior se observa cuando se analiza el impacto del nivel educativo sobre los ingresos personales usando la especificación del aquél como variable dummy. El aporte de un nivel educativo adicional es menor en las FIA que en las FIE, reflejando la importancia de incluir en las estimaciones las variables ocupacionales.

4.4.- FIA con interacciones.

Dada la falta de significación del coeficiente de la variable ASALAR se procedió a estimar una función de ingreso con términos de interacción que contemplen la inserción laboral de los asalariados en industrias de distinto tamaño y en tareas de calificación diversa. Los resultados fueron exitosos y se muestran en la Tabla 3.

Las variables construidas para detectar la importancia de la categoría asalariado fueron cuatro:

a) INTER1: Trabajadores asalariados que realizan tareas calificadas, ocupados en establecimientos grandes.

b) INTER2: Trabajadores asalariados que realizan tareas semicalificadas, ocupados en establecimientos grandes.

c) INTER3: Trabajadores asalariados que realizan tareas calificadas, ocupados en establecimientos medianos.

d) INTER4: Trabajadores asalariados que realizan tareas

semicalificadas, ocupados en establecimientos medianos¹².

La categoría patrón no fue considerada por el escaso número de observaciones que contiene y que se haría aún menor al considerar la construcción de una dummy para captar las interacciones.

En todos los casos los coeficientes para estas variables fueron significativos y positivos. Esto significa que controlando la inserción ocupacional de los asalariados, sus ingresos son significativamente diferentes de los cuenta propia (categoría excluida), y, además, que son significativamente mayores.

4.5.- FIE para grupos de ocupación.

4.5.1.- Categoría de la ocupación.

Las regresiones para diferentes categorías ocupacionales figuran en la Tabla 5. Se aprecia allí que el único grupo para el cual algunos coeficientes no son significativos a los niveles usuales (1, 5 y 10 por ciento), es el de patrón. Los otros dos (cuenta propia y asalariado) arrojan coeficientes significativos y con el signo predicho por la teoría.

El ajuste global (dado por el coeficiente de determinación y por el estadístico F) fue mejor para los asalariados que para los cuenta propias, y fue mejor para éstos que para los patrones. Estos resultados concuerdan con estudios realizados para otras áreas (por ejemplo Dabós, 1995 y Tenjo, 1993).

Las diferencias de la calidad de los ajustes entre asalariados y cuenta propias responden, según Tenjo (1993), a dos factores: a) el ingreso de los cuenta propia contiene mayores errores de medida que el ingreso de los asalariados; b) la posibilidad de disponer de factores de producción complementarios al trabajo (capital físico, monetario, etc.) es menor para los cuenta propia, lo que reduce el poder explicativo de las variables representativa del capital humano.

La tasa de retorno a la escolaridad es la misma para los trabajadores por cuenta propia y asalariados, y menor para la categoría patrón.

La experiencia potencial no tiene influencia para la determinación del ingreso personal de patrón, y es más importante para los asalariados que para los trabajadores por cuenta propia¹³.

¹² El porcentaje de casos en cada categoría fue el siguiente: INTER1, 8%; INTER2, 16%; INTER3, 2% e INTER4, 3%.

¹³ Dabos (1995) encuentra, para Brasil, que el nivel educativo es más importante para los cuenta propia, mientras que la experiencia es más importante para los asalariados.

Las horas trabajadas tienen un impacto similar para los asalariados y los cuenta propia y carecen de significación para los patrones.

Los ingresos de las mujeres son casi un 40 por ciento inferior al de los hombres en la categoría patrón. En cambio, el diferencial de ingresos por género es similar para las otras dos categorías consideradas: cuenta propia (24 por ciento) y asalariados (25 por ciento). No obstante, es relativamente bajo el porcentaje de mujeres que revisten la categoría de patrón: 17 por ciento, frente a un 34 por ciento cuenta propia y un 43 por ciento de asalariadas.

La aplicación del contraste de Chow permitió en todas las comparaciones posibles, rechazar la hipótesis de igualdad entre las regresiones comparadas. Estos resultados implican al menos dos cosas. Primero, que el procedimiento consistente en aplicar una variable dummy simple es, en este caso, inapropiado. Segundo, hay razones para creer que existe cierta segmentación en el mercado laboral.

El estadístico F , la brecha de ingreso predicha por los coeficientes estimados —la total y la debida a diferencias en la dotación de capital humano— figuran en el Cuadro 2.

CUADRO 2
Valor F para el contraste de Chow y brecha de ingreso total y por dotación, según Categoría Ocupacional.

Grupos comparados	Estadístico F	Brecha (%)		
		Total	Dot. Ec.[3]	Dot. Ec.[4]
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Patrón-Cuenta Propia	10,52*	94,6	33,0	47,2
Patrón-Asalariado	12,47*	69,1	22,3	49,8
Asalariado-Cta.Propia	7,57*	15,1	-0,8	1,5

Nota: (*) Estadísticamente significativo al 1 por ciento. El F_6 crítico arroja un valor de 2,8 al 1 por ciento. Las diferencias están expresadas en porcentaje.

Las comparaciones realizadas en el Cuadro 1 permiten apreciar que la dotación de capital humano tiene el mayor poder explicativo para la brecha patrón-asalariado y el menor poder explicativo para la brecha cuenta asalariado-cuenta propia.

Obsérvese allí que la dotación de capital humano explica menos del 50 por ciento del diferencial total de ingreso entre patrones y cuenta propias. Mientras que la brecha de ingreso

entre patrones y asalariados explicada por las dotaciones de capital humano varían entre un 50 y un 70 por ciento aproximadamente.

Se aprecia también en el Cuadro 1 que la casi totalidad de los diferenciales de ingreso entre cuenta propia y asalariados se explican por diferencias ajenas al capital humano incorporado en la fuerza de trabajo.

4.5.2.- Calificación de la tarea

Las regresiones para los grupos clasificados según la calificación de la tarea realizada figuran en la Tabla 6. Se aprecia allí que la única variable para la cual no existe significación estadística (al 1, 5 y 10 por ciento), es EXPER para los trabajadores que realizan tareas de calificación profesional. El resto de los coeficientes estimados son significativos y con el signo predicho por la teoría.

La tasa de retorno a la escolaridad más alta corresponde a los ocupados que realizan tareas calificadas (8,6 por ciento) y la menor, a los trabajadores que realizan tareas no calificadas (4,3 por ciento).

Los diferenciales de ingreso por género son más o menos similares para las categorías profesionales y trabajadores calificados (20 y 21 por ciento, respectivamente). El valor más bajo de diferencial por género le corresponde a la categoría de trabajadores semi-calificados (14 por ciento) y el más alto a los trabajadores no calificados (23 por ciento). Cabe acotar que la mayor proporción de mujeres se concentra en la categoría para la cual el diferencial de ingreso por género es menor: semi-calificados.

La aplicación del contraste de Chow permitió rechazar la hipótesis de igualdad entre las regresiones comparadas, excepto para la comparación entre los trabajadores calificados y semicalificados. Los valores obtenidos del estadístico F y los porcentajes debidos a diferencias en la dotación y en la discriminación obtenidos a partir de la prueba de Blinder-Oaxaca figuran en el Cuadro 3.

Los diferenciales explicados por las dotaciones de capital humano entre el grupo de trabajadores con calificación profesional y los grupos restantes, varían entre un 14 por ciento del diferencial total (profesionales-no calificados según ecuación [4]) y un 42 por ciento (profesionales-calificados según ecuación [3]).

CUADRO 3
 Valor F para el contraste de Chow y
 brecha de ingreso total y por dotación,
 según Calificación de la Tarea.

Grupos comparados	Estadístico F	Brecha (%)		
		Total	Dot.Ec.[3]	Dot.ec.[4]
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Prof.-Calificados	14,9*	93,4	38,9	36,2
Prof.-Semicalif.	11,2*	95,4	27,1	26,0
Prof.-No calif.	37,1*	215,8	73,2	30,9
Calif.-Semicalif.	0,65	n/c	n/c	n/c
Calif.-No calif.	22,9*	63,8	30,8	19,2
Semicalif.-No calif.	12,4*	63,1	18,8	9,0

Nota: (*) Estadísticamente significativo al 1 por ciento. El F₆, crítico arroja un valor de 2,8 al 1 por ciento. Las diferencias están expresadas en porcentaje.

Las diferencias debidas a variables ajenas al capital humano tienen en este caso una gran importancia —mayor que en las otras clasificaciones de la población ocupada— para explicar las diferencias de ingresos observadas. En todos los casos, tales variables explican más del 50 por ciento del diferencial de ingresos.

4.5.3.- Tamaño del establecimiento

Las regresiones para los grupos clasificados según el tamaño del establecimiento figuran en la Tabla 7. Se aprecia allí que para todos los grupos se obtuvieron coeficientes significativos y con el signo predicho por la teoría.

Las tasas de retorno a la escolaridad y a la experiencia son mayores en los establecimientos grandes. Por su parte, el impacto de las horas semanales dedicadas al trabajo es claramente mayor en los establecimientos medianos.

El diferencial de ingresos por género se reduce a medida que aumenta el tamaño del establecimiento: 26 por ciento en los establecimientos pequeños, 23 por ciento en los medianos y 22 por ciento en los grandes. Cabe acotar que la mayor proporción de mujeres se concentra en los establecimientos pequeños.

La aplicación del contraste de Chow permitió rechazar la hipótesis de igualdad entre las regresiones comparadas, excepto para la comparación entre los trabajadores que se desempeñan en establecimientos grandes—medianos. Los valores obtenidos del estadístico F y los porcentajes debidos a diferencias en la dotación y en la discriminación obtenidos a

partir de la prueba de Blinder-Daxaca figuran en el Cuadro 4.

CUADRO 4
Valor F para el contraste de Chow y brecha de ingreso total y por dotación, según Tamaño del Establecimiento.

Grupos comparados	Estadístico F	Brecha (%)		
		Total	Dot.Ec.[3]	Dot.Ec.[4]
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Grande-Mediana	1,22	n/c	n/c	n/c
Grande-Pequeña	10,3†	67,1	28,8	26,4
Mediana-Pequeña	11,9†	43,8	13,9	16,9

Nota: (†) Estadísticamente significativo al 1 por ciento. El F₆, crítico arroja un valor de 2,8 al 1 por ciento. Las diferencias están expresadas en porcentaje.

Los diferenciales de ingreso explicados por diferentes dotaciones de capital humano varían en este caso entre un 30 por ciento (establecimientos medianos y pequeños según ecuación [3]), y un 43 por ciento (establecimientos grandes y pequeños según ecuación [3]), no superando así, en ningún caso, el 50 por ciento.

Las diferencias debidas al capital humano pueden explicarse por los años de escolaridad formal entre los trabajadores en establecimientos de distinto tamaño. Los ocupados en los establecimientos grandes y medianos tienen, en promedio, más de dos años y medio de escolaridad formal que los ocupados en establecimientos pequeños. Si bien los años de experiencia son mayores en este último grupo, tal diferencia no llega a compensar los diferenciales por escolaridad.

5.- CONSIDERACIONES FINALES.

En el presente trabajo se han analizado los determinantes del ingreso personal de la manera sugerida por los estudios tradicionales sobre el tema (estimando funciones de ingreso mincerianas). En todos los casos, se obtuvieron resultados compatibles con la teoría neoclásica tradicional (capital humano).

No obstante el alto retorno a la educación y la experiencia hallados en las primeras estimaciones, se reduce ostensiblemente al introducir en las ecuaciones variables representativas de la inserción laboral de las personas. Esto pone de relieve la importancia de considerar la interpretación alternativa de los determinantes del ingreso personal: la proveniente de los enfoques dualistas del mercado laboral.

Por ello se creyó conveniente estimar ecuaciones de salarios para diversos grupos ocupacionales. Se trabajó con criterios clasificatorios que consideraron diversos aspectos de la población ocupada: la categoría ocupacional, la calificación de la tarea y el tamaño del establecimiento.

Los mayores ingresos, que según los enfoques dualistas corresponderían al sector más moderno de la economía, corresponden a los empleadores (patrones), a los ocupados que realizan tareas que requieren calificación profesional y que se desempeñan en establecimientos grandes. Por el contrario, los menores ingresos corresponderían a los cuenta propia, a los ocupados que realizan tareas que no requieren de calificación y que se desenvuelven en establecimientos pequeños.

En algunos casos se hallaron grandes diferencias en el retorno a la escolaridad y a la experiencia entre los grupos mencionados. El examen posterior de igualdad de parámetros de las regresiones estimadas, permitió rechazar sólo dos de las doce comparaciones posibles. Esto significa que el retorno a la educación y a la experiencia difiere según el sector del mercado laboral en el que la persona se inserte. Este hallazgo aporta evidencia a las interpretaciones dualistas del mercado laboral.

Por su parte, al comparar las brechas de ingresos se encontró que en solo una de las doce comparaciones efectuadas, las dotaciones de capital humano explicaba más del 50 por ciento de la brecha total, quedando el resto explicado por variables no consideradas en las interpretaciones del lado de la oferta.

Las brechas que pueden ser adjudicadas a la inserción laboral de los individuos, obtenidas estimando las FIA, subestimaron la brecha existente entre los ingresos de los distintos segmentos del mercado laboral. Esto advierte sobre los problemas de trabajar con supuestos referentes a idéntica tasa de retorno a la educación y la experiencia en los distintos segmentos del mercado laboral.

APENDICE DE CUADROS Y TABLAS

CUADRO A.1
Características de las variables usadas.

Variable	Tipo	Media	Desvío
Ingreso mensual (INGRE)	Intervalo	420,36	399,30
Nivel educativo (EDUCA)	Intervalo	9,46	3,85
Experiencia potencial (EXPER)	Intervalo	22,42	13,85
Horas semanales trabajadas (HORASTOT)	Intervalo	42,01	15,76
Sexo femenino (MUJER)	Dummy, Mujer=1	,40	,49
Nivel educativo (PI)	Dummy, Prim. incompl.=1	,10	,30
Nivel educativo (PC)	Dummy, Prim. compl.=1	,24	,43
Nivel educativo (SI)	Dummy, Sec.incompl.=1	,27	,44
Nivel educativo (SC)	Dummy, Sec. compl.=1	,19	,39
Nivel educativo (UI)	Dummy, Univ.incomp.=1	,10	,30
Nivel educativo (UC)	Dummy, Univ. completo=1	,09	,29
Categoría de la ocup.(PATRON)	Dummy, Patrón=1	,04	,18
Categoría de la ocup.(ASALA)	Dummy, Asalariado=1	,66	,47
Calificación de la tarea (PROFE)	Dummy, Profesional=1	,07	,25
Calificación de la tarea (CALIF)	Dummy, Calificado=1	,51	,50
Calificación de la tarea (SEMIC)	Dummy, Semicarif.=1	,07	,26
Tamaño del Establecimiento (GRANDE)	Dummy, Grande=1	,14	,28
Tamaño del Establecimiento (MEDIAN)	Dummy, Mediano=1	,29	,45

CUADRO A.2
Medias y desvios de la muestra
según tipo de inserción laboral.

Inserción laboral	Ingresos (\$)	Educación (Años)	Experiencia (Años)	Horas trabajadas	Prop. de mujeres
Categoría Ocupacional					
Patrón	947,1 (793,7)	10,2 (4,0)	30,8 (14,8)	51,3 (15,2)	,16 (,4)
Cuenta Propia	396,9 (436,5)	8,2 (3,7)	27,2 (14,6)	44,7 (17,9)	,35 (,5)
Asalariado	402,9 (323,4)	10,0 (3,8)	19,7 (12,6)	40,3 (14,3)	,43 (,5)
Calificación de la tarea					
Profesional	957,0 (829,9)	15,1 (3,1)	19,6 (11,5)	38,6 (17,3)	,41 (,5)
Calificado	455,4 (371,5)	9,7 (3,6)	23,2 (13,4)	42,5 (14,6)	,28 (,5)
Semi-calificado	419,8 (268,3)	11,5 (2,5)	18,9 (11,6)	37,5 (11,7)	,58 (,5)
No calificado	267,9 (171,4)	7,7 (3,1)	22,6 (15,1)	42,9 (17,5)	,5 (,5)
Tamaño del establecimiento					
Grande	534,8 (422,9)	10,6 (3,4)	22,9 (10,9)	40,3 (12,0)	,34 (,5)
Mediano	459,7 (366,4)	10,8 (3,9)	19,3 (12,4)	40,8 (14,1)	,39 (,5)
Pequeño	363,1 (397,4)	8,3 (3,6)	24,3 (15,1)	43,3 (17,4)	,42 (,5)
Toda la muestra	420,4 (399,3)	9,5 (3,8)	22,4 (13,9)	42,0 (15,8)	,40 (,5)

Nota: Los valores entre paréntesis son los desvios estándar. Las pruebas de significación de las diferencias se hicieron con el grupo más próximo al tomado como base.

TABLA 1
Funciones de ingreso estilizadas.
Norte Argentino, octubre de 1993.

Variable	Variable educación definida como:			
	Años de escolaridad		Dummy Máximo Nivel	
	Coeficiente	Est. "t"	Coeficiente	Est. "t"
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CONST	2,613*	25,287	2,792*	10,704
EDUCA	,099*	30,376		
PI			,204**	2,169
PC			,388*	4,176
SI			,641*	6,825
SC			,951*	10,006
UI			1,154*	11,660
UC			1,499*	15,161
EXPER	,036*	13,592	,039*	14,559
EXPERSD	-,0003*	7,419	-,0004*	8,7130
LNHOR	,486*	19,889	,495	20,340
MUJER	-,298*	12,756	-,306*	13,112
R ²	,3946		,4040	
R ² ajustado	,3935		,4017	
F	341,292*		177,140*	
N	2.624		2.624	

Nota: a) Los coeficientes con un asterisco (*) son significativos al 1 por ciento; b) (**) Significativo al 5 por ciento; c) (***) Significativo al 10 por ciento; d) Los coeficientes sin asterisco no son significativos a los niveles previamente especificados (1, 5 y 10 por ciento). Para el estadístico "t" se ignora el signo.

TABLA 2
Funciones de ingreso aumentadas I.

Variable	Variable educación definida como:			
	Años de escolaridad		Dummy Máximo Nivel	
	Coeficiente	Est. "t"	Coeficiente	Est. "t"
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CONST	2,719*	26,861	2,792*	22,039
EDUCA	,064*	17,244		
PI			,148***	1,668
PC			,305*	3,470
SI			,476*	5,329
SC			,701*	7,676
UI			,837*	8,758
UC			,955*	9,602
EXPER	,028*	10,795	,030*	11,275
EXPERSO	-0,0003*	6,139	-,0003*	6,686
LNHOR	,499*	21,567	,501*	21,665
MUJER	-,212*	9,185	-,212*	9,103
PATRON	,470*	7,989	,455*	7,736
ASALAR	,0226	,772	,0218	,746
PROFES	,628*	12,232	,640*	11,670
CALIFI	,213*	8,402	,207*	8,164
SEMICA	,212*	4,747	,184*	4,067
GRANDE	,244*	6,693	,235*	6,447
MEDIAN	,153*	5,183	,151*	5,136
R ²	,4654		,4694	
R ² ajustado	,4629		,4659	
F	189,4082*		135,5907*	
N	2.624		2.624	

Nota: a) Los coeficientes con un asterisco (*) son significativos al 1 por ciento; b) (**) Significativo al 5 por ciento; c) (***) Significativo al 10 por ciento; d) Los coeficientes sin asterisco no son significativos a los niveles previamente especificados (1, 5 y 10 por ciento). Para el estadístico "t" se ignora el signo.

TABLA 3
Funciones de ingreso aumentadas II.

Variable	Variable educación definida como:			
	Años de escolaridad		Dummy Máximo Nivel	
	Coficiente	Est. "t"	Coficiente	Est. "t"
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CONST	2,829*	28,493	2,880*	22,946
EDUCA	,069*	18,763		
PI			,181*	2,004
PC			,347*	3,913
SI			,540*	6,016
SC			,777*	8,491
UI			,914*	9,553
UC			1,038*	10,445
EXPER	,030*	11,751	,032*	12,234
EXPERSO	-0,0003*	6,659	-,0003*	7,173
LNHOR	,489*	20,945	,491*	21,061
MUJER	-,256*	11,407	-,254*	11,237
PATRON	,539*	9,305	,520*	8,968
PROFES	,606*	12,528	,627*	11,970
INTER1	,346*	8,765	,330*	8,350
INTER2	,271*	8,893	,267*	8,708
INTER3	,231*	3,174	,204*	2,778
INTER4	,285*	4,720	,252*	4,156
R ²	,4546		,4591	
R ² ajustado	,4523		,4558	
F	197,9161*		138,3141*	
N	2.624		2.624	

Nota: a) Los coeficientes con un asterisco (*) son significativos al 1 por ciento; b) (**) Significativo al 5 por ciento; c) (***) Significativo al 10 por ciento; d) Los coeficientes sin asterisco no son significativos a los niveles previamente especificados (1, 5 y 10 por ciento). Para el estadístico "t" se ignora el signo.

TABLA 4
Funciones de ingreso por Categoría Ocupacional.
Norte Argentino, octubre de 1993.

Variable	Patrón o empleador	Cuenta Propia	Asalariado
(1)	(2)	(3)	(4)
CONST	5,278* (6,814)	2,679* (13,782)	2,577* (21,755)
EDUCA	0,087* (4,406)	0,075* (12,980)	0,075* (26,860)
EXPER	0,0108 (0,593)	0,0263* (4,567)	0,043* (14,174)
EXPERSO	-0,0001 (0,414)	-0,0002* (2,4750)	-0,0005* (7,7740)
LNHOR	0,0055 (0,030)	0,485* (10,892)	0,492* (17,253)
MUJER	-0,47* (2,593)	-0,273* (5,379)	-0,271* (11,845)
R ²	0,2545	0,3247	0,4446
R ² ajustado	0,2116	0,3205	0,4429
F	5,937*	76,742*	275,487*
N	93	804	1727

Notas: a) Los coeficientes con un asterisco (*) son significativos al 1 por ciento; b) (**) Significativo al 5 por ciento; c) (***) Significativo al 10 por ciento; d) Los coeficientes sin asterisco no son significativos a los niveles previamente especificados (1, 5 y 10 por ciento). Entre paréntesis figura el estadístico "t" del cual se ignora el signo.

TABLA 5
Funciones de ingreso por Calificación de la Tarea.
Norte Argentino, octubre de 1993.

Variable	Profesional	Calificado	Semi-calif.	No calif.
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CONST	2,867* (7,372)	2,629* (17,134)	2,790* (6,413)	3,177* (20,791)
EDUCA	0,069* (4,304)	0,086* (17,331)	0,063* (4,306)	0,043* (6,199)
EXPER	0,0064 (0,478)	0,036* (9,708)	0,030* (3,118)	0,021* (5,162)
EXPERSO	-0,00*** (1,8460)	-0,0004* (6,1680)	-0,00*** (1,9300)	-0,0002* (2,7820)
LNHOR	0,067* (8,518)	0,529* (14,399)	0,581* (5,775)	0,470* (13,234)
MUJER	-0,22** (2,437)	-0,234* (6,402)	-0,15** (2,187)	-0,266* (7,194)
R ²	0,5171	0,3235	0,2838	0,2807
R ² ajustado	0,5028	0,3210	0,2643	0,2768
F	36,1858*	127,2308*	14,5824*	71,5650*
N	175	1.336	190	923

Notas: a) Los coeficientes con un asterisco (*) son significativos al 1 por ciento; b) (**) Significativo al 5 por ciento; c) (***) Significativo al 10 por ciento; d) Los coeficientes sin asterisco no son significativos a los niveles previamente especificados (1, 5 y 10 por ciento). Entre paréntesis figura el estadístico "t" del cual se ignora el signo.

TABLA 6
Funciones de ingreso por Tamaño del Establecimiento.
Norte Argentino, octubre de 1993.

Variable	Grande	Mediano	Pequeño
(1)	(2)	(3)	(4)
CONST	3,007* (9,773)	2,566* (12,127)	2,638* (19,121)
EDUCA	0,099* (11,254)	0,090* (16,624)	0,090* (16,981)
EXPER	0,039* (4,199)	0,036* (7,759)	0,030* (8,015)
EXPERSQ	-0,001* (2,019)	-0,0003* (3,2180)	-0,0003* (4,4120)
LHOR	0,402* (5,218)	0,541* (11,004)	0,497* (15,465)
MUJER	-0,253* (4,688)	-0,258* (6,666)	-0,296* (8,498)
R ²	0,3364	0,3776	0,3796
R ² ajustado	0,3276	0,3735	0,3774
F	37,926*	91,483*	164,510*
N	380	760	1.484

Notas: a) Los coeficientes con un asterisco (*) son significativos al 1 por ciento; b) (**) Significativo al 5 por ciento; c) (***) Significativo al 10 por ciento; d) Los coeficientes sin asterisco no son significativos a los niveles previamente especificados (1, 5 y 10 por ciento). Entre paréntesis figura el estadístico "t" del cual se ignora el signo.

REFERENCIAS

- Altimir, O. y Piñera, S. (1982): "Análisis de descomposición de desigualdades de ingreso en la América Latina." *El Trimestre Económico*, XLIX (4): 813-860.
- Becker, G. (1962): "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis." *Journal of Political Economy*, Supp. 70 (5), Part. 2: S9-S49.
- Becker, G. (1964): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Beccaria, L. (1985): "Algunas reflexiones sobre las investigaciones empíricas de la distribución del ingreso." *Desarrollo Económico*, 24 (96): 617-625.
- Beccaria, L. (1992): "Cambios en la estructura distributiva". En Minujin A. y otros: *Cuesta Abajo*, Buenos Aires: UNICEF-Losada: 93-116.
- Blinder, A. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimate." *Journal of Human Resources*, 18 (4): 436-455.
- Bloch, F. and Kuskin, M. (1978): "Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors." *Industrial and Labor Relations Review*, 31 (2): 183-192.
- Bour, J. L. (1983): "Determinantes de la participación laboral en Buenos Aires." *Anales XVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Tomo 1: 51-96.
- Claramunt, A. M. y Fornero, L. A. (1989): *Influencia de la educación en la distribución del ingreso en el Gran Mendoza*. Jornadas de Ciencias Económicas 1989, Vol. II. Mendoza: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Cuyo.
- Chow, G. (1960): "Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions." *Econometrica*, 28 (3): 591-605.
- Dabos, M. (1995): "An Analysis of the Sources of Earning Variation Among Brazilian Males." *Anales, XXX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Tomo 2: 267-300.
- De Santis, M., Ferreira, L. y Gertel, H. (1987): "Educación y distribución del ingreso en la ciudad de Córdoba: una aplicación del modelo de capital humano." *Anales, XXII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Vol. 2:

- Instituto de Estadísticas y Censos (INDEC, s/f): *Clasificación de Ocupaciones. Informe Metodológico*. Buenos Aires: Ministerio de Economía. Secretaría de Estado de Programación y Coordinación Económica.
- Johnes, G. (1995): *Economía de la Educación. Capital Humano, Rendimiento Educativo y Mercado de Trabajo*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Knight, F. (1979): "Job Competition, Occupation Production Functions and Filtering Down." *Oxford Economic Papers*, 31 (2): 187-204.
- Lewis, A. (1973): "El desarrollo económico con oferta limitada de trabajo." En Agarwala, a. Y Singh, S.: *La economía del subdesarrollo*. Madrid: Ed. Tecnos: 333-374.
- Mincer, J. (1958): "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution." *Journal of Political Economy*, 66 (4): 281-302.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earning*. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research.
- Oaxaca, R. (1973): "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market." *International Economic Review*, 14 (1): 693-709.
- Paz, J. (1993): "Funciones de ingreso para la ciudad de Salta." *Anales, XXVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Tomo IV: 5-17.
- Pessino, C. (1995): "Returns to Education: In Graeter Buenos Aires 1986-1993: From Hyperinflation to Stabilization and Beyond." *Anales, XXX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Tomo 4: 811-831.
- Schultz, T. (1961): "Investment in Human Capital." *American Economic Review*, 51 (1): 1-17.
- Tenjo, J. (1993): "Evolución de los retornos a la inversión en educación 1976-1989." *Planeación & Desarrollo*, XXIV (Número especial, diciembre): 85-102.

Universidad Nacional de Salta
Facultad de Ciencias Económicas,
Jurídicas y Sociales
Instituto de Investigaciones Económicas
Buenos Aires 177
4400 Salta
Argentina

REUNIONES DE DISCUSION

<u>Nº</u>	<u>Fecha</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>
95	4/ 8/95	Lidia Rosa Elías de Dip	"Sector Energía y Medio Ambiente. Zona NOA-Cuyo. Primera Parte"
96	16/ 8/95	E. Antonelli y M. D. Lorente	"La Política Económica en Salta en el Período 1988-1991. Primera Parte"
97	7/ 9/95	Juan Carlos Cid	"Un Ejemplo de Empleo de Paneles de Datos"
98	28/ 9/95	E. Antonelli y M. D. Lorente	"La Política Económica en Salta en el Período 1988-1991. Segunda Parte"
99	28/ 3/96	Eduardo Antonelli	"El Desempleo de Factores: Un Enfoque Microeconómico"
100	17/ 4/96	Eusebio Cleto del Rey	"La Contribución de Mejoras - Veinticinco Años Después"
101	24/ 4/96	Juan Carlos Cid	"La Evolución Reciente de la Desocupación en la Ciudad de Salta: Algunas Hipótesis Partiendo de Paneles de Datos de la EPH"
102	8/ 5/96	César Moreno	"La Mundialización de la Economía"
103	29/ 5/96	Eduardo Antonelli	"Desempleo de Factores: un Enfoque Microeconómico II"
104	1º/ 6/96	Jorge A. Paz	"Distribución Personal del Ingreso y Mercados de Trabajo (Una Aplicación al Norte Argentino)"