

4ª Jornadas de Mercado de Trabajo y Equidad en Argentina. Universidad Nacional de General Sarmiento, San Miguel, Buenos Aires, 2005.

Desigualdad, pobreza y mercados de trabajo.

Paz, Jorge Augusto.

Cita:

Paz, Jorge Augusto (Diciembre, 2005). *Desigualdad, pobreza y mercados de trabajo*. 4ª Jornadas de Mercado de Trabajo y Equidad en Argentina. Universidad Nacional de General Sarmiento, San Miguel, Buenos Aires.

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/jorge.paz/36>



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons.
Para ver una copia de esta licencia, visite
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.es>.

Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.

Desigualdad, pobreza y mercados de trabajo

Versión muy preliminar (Noviembre 2005)

Jorge A. Paz - Conicet
E-mail: jpaz@arnet.com.ar

Resumen

Con datos de las encuestas de hogares realizadas en Salta en mayo de 1993 y 1999, se estima el Ingreso Familiar Potencial (IFP) para obtener luego indicadores de desigualdad y pobreza. Se evalúa el impacto del *no trabajo* sobre el tamaño y estructura de la pobreza y sobre el grado de desigualdad de los ingresos. Los resultados obtenidos muestran varios hechos importantes entre los que se destacan el fuerte aumento de la pobreza y de la desigualdad en los grupos menos vulnerables de la población y la disminución de la capacidad de las familias para superar la situación de pobreza intensificando su compromiso con el mercado laboral.

1- Introducción

Mediante el trabajo los agentes económicos convierten tiempo disponible en bienes y servicios, los que luego, combinados con tiempo para el consumo, son usados para generar flujos de utilidad y bienestar¹. A pesar de ello, en todos los países para los que se dispone de datos, se constata que una buena parte de la población adulta, por propia voluntad o no, permanece fuera del mercado laboral o trabaja menos horas que las correspondientes a una jornada laboral plena².

Lo anterior significa que la población consume menos bienes y servicios de los que podría consumir; o bien, que el consumo efectivo de bienes y servicios es menor que el consumo potencial. Lo importante para el problema que se aborda en este estudio es la consecuencia distributiva del *no trabajo*. El no trabajo tendrá efectos distributivos si afecta de manera diferente a distintos grupos de la población.

El problema planteado puede ser visto desde otra perspectiva. Por un lado, el ingreso monetario potencial —el que podrían obtener trabajando los que no lo hacen o trabajando más intensamente los que ya trabajan— difiere del ingreso efectivo o medido; por otro, este último no está dado sino que viene determinado por la asignación del tiempo que realizan los agentes económicos. En este sentido, si bien el ingreso monetario medido por unidad de tiempo es un indicador del bienestar material de una persona, familia o comunidad, su valor no incluye el tiempo que la gente destina a otras actividades tales como la atención del hogar, el estudio o simplemente el ocio.

¿Cuántas de las personas clasificadas como pobres por el ingreso monetario percibido podrían dejar de serlo usando a pleno sus activos físicos y humanos? ¿Cómo se modificaría la distribución del ingreso si las personas que no trabajan trabajarían y los que trabajan a tiempo parcial podrían o querrían hacerlo a pleno?

Llegados a este punto aparecen también un conjunto de interrogantes acerca de la relación entre el mercado de trabajo y los niveles de desigualdad y pobreza. Por ejemplo ¿hasta qué punto la no participación de la población en la actividad remunerada, el desempleo y el trabajo a tiempo parcial afectan la distribución del ingreso y el tamaño de la pobreza? ¿Es posible lograr una distribución más igualitaria de los ingresos y escapar de la pobreza aumentando el nivel y la intensidad de la participación en la fuerza de trabajo o, en general, disminuyendo el consumo de no trabajo? O

¹ Esta hipótesis responde al marco conceptual desarrollado por BECKER (1965). Una exposición muy clara de estas ideas puede hallarse en BERNDT (1990).

² El concepto de *jornada plena* aplicado en este trabajo reconoce como tal las 45 horas semanales.

bien, ¿un aumento en la participación económica y/o una disminución del desempleo y del subempleo horario pueden cambiar las pautas distributivas y contribuir al alivio de la pobreza?

El objetivo de este trabajo es obtener medidas de desigualdad del ingreso y de la pobreza basadas en el concepto de ingreso familiar potencial (IFP). Se define el ingreso familiar potencial como el ingreso por unidad de tiempo que una familia podría generar si todos sus miembros adultos usaran a pleno sus activos físicos y humanos y si no existieran perturbaciones transitorias en el proceso de transformación del insumo tiempo en bienes y servicios.

Este documento ha sido organizado según el siguiente plan. En la próxima sección se detalla la metodología aplicada para calcular el IFP. En la sección 3 se presentan las medidas de desigualdad y pobreza calculadas en este trabajo y una breve descripción de los datos usados. En la sección 4 se presentan y discuten los resultados obtenidos. Por último se listan las conclusiones más importantes que se desprenden del análisis precedente.

2- Cálculo del Ingreso Potencial

El concepto de ingreso potencial usado en este trabajo es una versión modificada del desarrollado por BECKER (1965). Este autor define el ingreso pleno como aquél que obtienen los agentes económicos cuando asignan todo el tiempo disponible al mercado. En este estudio se define el *ingreso potencial* como el máximo alcanzable por los individuos cuando estos trabajan una *jornada laboral plena*. El ingreso pleno a la Becker requiere considerar las 24 horas del día o las 168 semanales, pues cuando el individuo no trabaja para el mercado consume ocio. Como se verá más adelante, el método aquí propuesto impone que el individuo trabaje sólo 9 horas diarias y 5 días por semana, totalizando 45 horas semanales de las 168 posibles.

Disponiendo de microdatos para una muestra de individuos, el ingreso potencial puede calcularse directamente estimando funciones de ingreso tipo Mincer (MINCER, 1974) para ocupados a tiempo completo que integran determinados grupos de la población (definidos por sexo, estado civil, nivel educativo, etc.) e imputando el ingreso predicho a los ocupados a tiempo parcial y a los individuos con ingresos desconocidos (desocupados, inactivos y no declarantes). Procediendo de esta manera a cada individuo con el mismo conjunto de características sociodemográficas le es imputado idéntico ingreso potencial³.

En este tipo de estimaciones, usadas por lo general para imputar ingresos por no respuesta⁴, se trabaja con el ingreso horario como variable dependiente, suponiendo, por ende, que la elasticidad del salario con respecto a las horas semanales trabajadas es igual a la unidad. No obstante, los trabajos empíricos que usan como variable dependiente el ingreso mensual y como un regresor las horas trabajadas, muestran que dicha elasticidad es sistemáticamente inferior a la unidad.

Del ingreso potencial individual, surge el ingreso familiar potencial (IFP) que es el insumo para el cálculos de medidas de pobreza. El IFP para cada hogar viene dado por:

$$\text{IFP} = \text{IP}_J + \text{IP}_C + \text{IP}_O. \quad [1]$$

Donde IFP representa el ingreso familiar potencial y que se define como la suma de los ingresos potenciales de sus integrantes: Los subíndices J, C y O se refieren al jefe de familia, al cónyuge y a los otros miembros, respectivamente.

Para calcular el ingreso potencial de cada uno de los miembros del hogar se estiman funciones de ingreso tipo Mincer separadas para mujeres y varones trabajadores entre los 18 y los 69 años de edad. Las regresiones estimadas responden a la siguiente especificación:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{PART} + \beta_2 \text{HRPART} + \beta_3 \text{HRFULL} + \mathbf{X} \gamma + \sigma \lambda + \varepsilon, \quad [2]$$

³ Con algunos ajustes, esta es la técnica usada por HAVEMAN y BURON (1993).

⁴ Véase, por ejemplo, GASPARINI y SOSA (1999).

donde Y es el logaritmo natural de los ingresos mensuales, $PART$ es una variable dummy para el empleo a tiempo parcial⁵; $HRPART$ y $HRFULL$ son términos de interacción entre las horas semanales trabajadas a tiempo parcial y total, respectivamente, X es una matriz de variables individuales, familiares y ocupacionales, λ es la denominada inversa de la razón de Mills y ε el término de error que se supone $N(0, \sigma^2)$.

Para obtener λ se trabaja con el procedimiento de HECKMAN (1979) que consiste en correr una regresión probit con la variable *condición de actividad* como dependiente y con educación, edad, condición de jefatura, etc., como independientes. Se obtiene de esta manera la inversa de la razón de Mills, la que es incorporada como un regresor más a las ecuaciones de Mincer⁶.

Con los coeficientes estimados en [2] por mínimos cuadrados ponderados, se construye la variable $YFULL_i$ para el i -ésimo trabajador:

$$YFULL_i = Y_i - \beta_1 PART_i - \beta_2 HRPART - \beta_3 (HRFULL_i - 45), \quad [3]$$

donde Y_i representa el logaritmo del ingreso declarado por la persona⁷.

La propiedad fundamental de esta variable es que castiga los ingresos de los que trabajan un número superior a las 45 horas semanales y premia los ingresos de los trabajadores a tiempo parcial. Dicho de otra forma, homogeneiza los ingresos al nivel equivalente a las 45 horas semanales de trabajo para el mercado.

Como la intención de este estudio es obtener una medida del ingreso a tiempo completo se han descartado todas aquellas imputaciones que ubicaban al ingreso potencial por debajo del efectivamente observado, aceptándose este último como dato. En este sentido puede suceder que variables no captadas por las ecuaciones de Mincer —habilidades innatas por ejemplo— generen ingresos superiores a los que el individuo estilizado podría obtener usando a pleno sus activos observables.

Ya culminada la etapa anterior se corrió una nueva ecuación de ingresos pero ahora como $YFULL$ como variable dependiente. Para imputar un $YFULL$ a cada individuo que siendo adulto reporta como inactivo o desocupado, es necesario usar regresores que estén disponibles para todas las personas incluidas en la muestra. En este trabajo se seleccionaron la educación, la edad y su cuadrado, la posición en el hogar, la presencia de cónyuge, la situación escolar (estudia/no estudia) y el sexo. Para la muestra más reciente (la correspondiente a mayo de 1999) se disponía también de la variable *condición de migración*, la que fue incluida entre las variables explicativas.

Los coeficientes obtenidos en estas nuevas funciones de ingreso se usaron directamente para el caso de mujeres y varones inactivos, trabajadores sin salario y desocupados de ambos sexos. En una primera presentación de esta metodología (PAZ, 2000) se había realizado un ajuste al ingreso potencial imputado a los desempleados. Tal ajuste pretendía incluir la probabilidad de un individuo de conseguir trabajo remunerado, usando como proxy la duración del desempleo. En la presente versión del método se deja a un lado dicho ajuste por considerar que castiga, imputándole un ingreso nulo, a los trabajadores desalentados⁸.

Obtenidos estos valores se calculó el ingreso potencial para el i -ésimo individuo entre 18 y 69 años de edad usando la expresión siguiente:

$$IP_i = e^{YFULL_i} . \quad [4]$$

Como las medidas de desigualdad y pobreza requieren contar con el ingreso de la familia, se sumaron los IP de cada uno de los integrantes del hogar (como se muestra en la ecuación [1]) para obtener IFP .

⁵ Se consideró trabajo a tiempo parcial 35 horas semanales o menos.

⁶ Para detalles puede verse GREEN (1993) y MADDALA (1991). Una aplicación con datos de EPH aparece en PAZ (1998).

⁷ Esta ecuación es la que usan BLAU y KHAN (1996) para comparar ingresos femeninos y masculinos, con la diferencia que se trabaja allí con 40 horas semanales de trabajo remunerado.

⁸ Agradezco a Juan Carlos Cid esta observación.

Los datos usados provienen de las ondas mayo de la EPH del aglomerado urbano Salta, para 1993 y 1999. El nivel educativo se midió con los años de educación formal. La experiencia potencial se definió de la forma típica: edad-educación-5. Entre las variables explicativas de las funciones de ingreso estimadas se incorporaron también la experiencia al cuadrado, PART, HRPART y HRFULL.

La estructura de ocupaciones quedó definida por la calificación de la tarea desarrollada (profesionales, trabajadores calificados, semicalificados y no calificados), la rama de actividad (industria, construcción, servicios, etc.) y el tamaño del establecimiento (número de ocupados).

Dado que el ejercicio que aquí se realiza implica en cierta forma una imputación de ingresos a los individuos que no perciben o no declaran, para las ecuaciones de regresión originales se consideraron los ingresos monetarios sin ningún tipo de corrección.

3- Medidas de desigualdad y pobreza

Por la sencillez de su interpretación, las medidas de desigualdad seleccionadas en este estudio fueron el coeficiente de Gini y el cociente entre la participación del quintil más rico y el quintil más pobre (Q_5/Q_1). En todos los casos, el análisis consiste en comparar el cambio ocurrido en los niveles de desigualdad cuando se usan los ingresos medidos (o declarados) y potenciales (ITF e IFP, respectivamente). Al análisis de las medidas precede un breve examen de las curvas de Lorenz.

En cuanto a las medidas de pobreza se sigue el enfoque de la línea de pobreza (LP), según el cual son pobres aquellos hogares (y las personas que los conforman) con ingresos inferiores a los establecidos por un monto básico que una familia o persona requiere para satisfacer de manera adecuada sus necesidades básicas. Debe quedar claro que en este estudio se acepta la LP tal como se utiliza hasta el presente en la Argentina; esto es multiplicando el valor la canasta básica de alimentos (que determina la línea de indigencia) por el coeficiente de Engel⁹.

Para el análisis de la pobreza por LP se trabajó con las medidas FGT (FOSTER et al., 1984). Tales medidas responden a la siguiente expresión general:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} \quad [5]$$

Donde n es la población total si se trabaja con individuos y el total de hogares si éstos últimos son elegidos como unidades de análisis, q la cantidad de (personas u hogares) pobres, y_i el ingreso familiar, z la línea de pobreza y α el parámetro de aversión a la pobreza.

En este sentido, cuando $\alpha = 0$ se obtiene el porcentaje de personas u hogares pobres o *head-count ratio* (P_0). Esta medida tiene la gran ventaja de proporcionar una estimación —muy accesible a la intuición— acerca del tamaño y la extensión de la pobreza. En este trabajo se realizan comparaciones entre dos *head-count ratio* (HCR): el convencional (P_0 -ITF) que surge de comparar los ingresos observados con el valor de la línea de pobreza y el propuesto aquí (P_0 -IFP) que se obtiene al comparar el IFP con el valor de la línea.

A pesar de su sencillez y de lo adecuado para una interpretación intuitiva, P_0 no satisface los axiomas de monotonicidad y transferencia formulados por SEN (1976)¹⁰. Es por ello necesario trabajar con supuestos alternativos de aversión a la pobreza.

Uno de tales supuestos es que $\alpha = 1$. Cuando esto sucede se obtiene el indicador denominado *poverty gap* (P_1) o de profundidad de la pobreza.. A diferencia de la anterior, esta medida muestra la brecha existente entre el ingreso de los pobres y la línea de pobreza. Al igual que en el caso

⁹ El detalle sobre la construcción de la Canasta Básica de Alimentos para la Argentina puede verse en MORALES (1988).

¹⁰ Véase también KAKWANI (1980).

anterior se trabaja aquí con el P_1 -ITF que usa los ingresos observados y el P_1 -IFP que se construye con el IFP.

Otro supuesto es que $\alpha = 2$. Esto arroja un indicador de severidad de la pobreza (P_2) y que puede ser interpretado como la suma de dos componentes: la brecha de pobreza y la desigualdad entre los pobres¹¹.

P_1 cumple con el axioma de monotonicidad y P_2 tanto el de monotonicidad como el de transferencia, aunque la interpretación de este último no es intuitivamente clara.

4- Resultados

Efectos sobre la distribución del ingreso

El objetivo de este acápite es analizar de qué manera el ajuste de los ingresos por participación laboral e intensidad del trabajo afecta la distribución del ingreso familiar, como así también evaluar cómo cambió el perfil distributivo entre 1993 y 1999. Estos análisis se realizan mediante curvas de Lorenz (Gráficos 1a, 1b, 2a y 2b) y las medidas de desigualdad de Gini y $Q5/Q1$.

Los Gráficos 1a y 1b comparan la distribución de los ingresos familiares en mayo de 1993 y mayo de 1999, basada en el ITF y en el IFP. El eje de abscisas muestra el porcentaje acumulado de población y el de ordenadas el porcentaje de acumulado de ingresos correspondiente a esa población. Los Gráficos 2a y 2b muestran esa misma información pero pretenden poner de manifiesto el cambio ocurrido entre 1993 y 1999 mas que el que surge del ajuste de los ingresos propuesto en este trabajo.

Se aprecia claramente que el ajuste de los ingresos familiares disminuye la desigualdad en ambas fechas (Gráficos 1a y 1b). Se aprecia claramente también que entre 1993 y 1999 la desigualdad aumentó, tanto si esta es evaluada por el cambio en el ITF (Gráfico 2a), como por el IFP (Gráfico 2b).

Lo anterior significa al menos tres cosas: a) que si los adultos inactivos y desocupados que conforman los hogares analizados participaran en el mercado laboral y que si los ocupados trabajaran más intensamente, la distribución de los ingresos familiares sería marcadamente más igualitaria que la observada; b) que a pesar del efecto proigualitario del trabajo remunerado, las distribuciones de 1999 son más desiguales que las de 1993; c) que el no trabajo afecta de manera diferencial a distintos grupos de la población.

Queda aún por determinar con precisión la intensidad de los cambios distribucionales descriptos gráficamente. Para ello se utilizarán dos medidas de desigualdad: el coeficiente de Gini y el cociente $Q5/Q1$. Dado que en ninguno de los casos analizados hay cruces de las curvas de Lorenz, la interpretación mediante los coeficientes de Gini no proporciona resultados ambiguos.

La Tabla 1 muestra las medidas de desigualdad obtenidas con los ingresos declarados (Gini-ITF y $Q5/Q1$ -ITF) y con los ingresos potenciales (Gini-IFP y $Q5/Q1$ -IFP). También se registran allí los

¹¹ FOSTER et al. (1984) presentan una estimación e interpretación de P_2 usando datos de Nairobi de 1970. MONTOYA y MITNIK (1995) y LLACH y MONTOYA (1999) presentan cálculos de este indicador para el Gran Buenos Aires.

Gráfico 1a
Curvas de Lorenz, Salta 1993

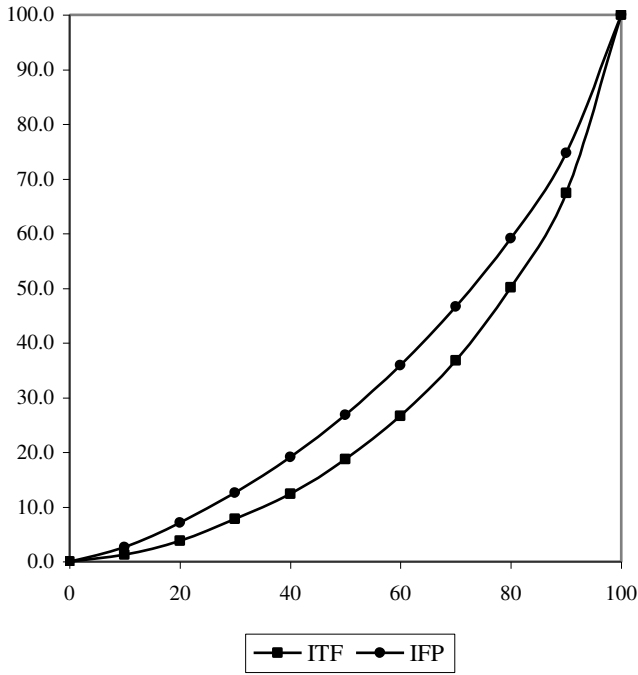


Gráfico 1b
Curvas de Lorenz, Salta 1999

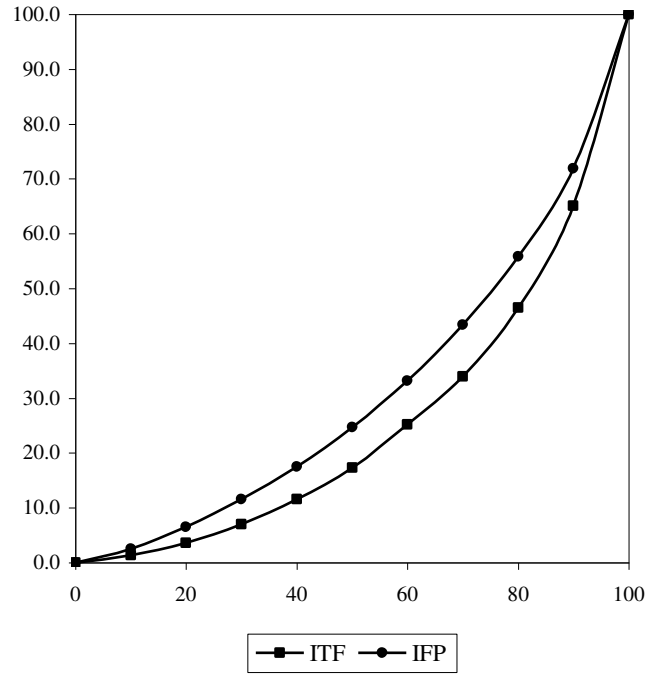


Gráfico 2a
Curvas de Lorenz ITF, Salta 1993-1999

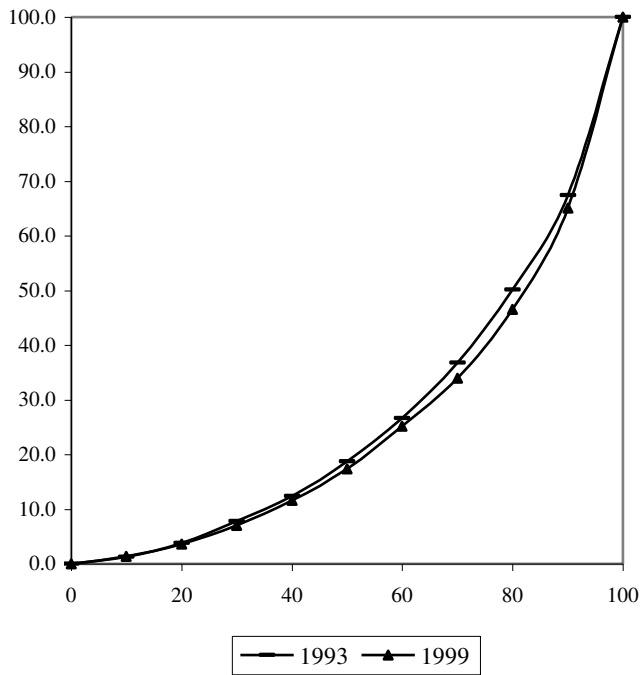
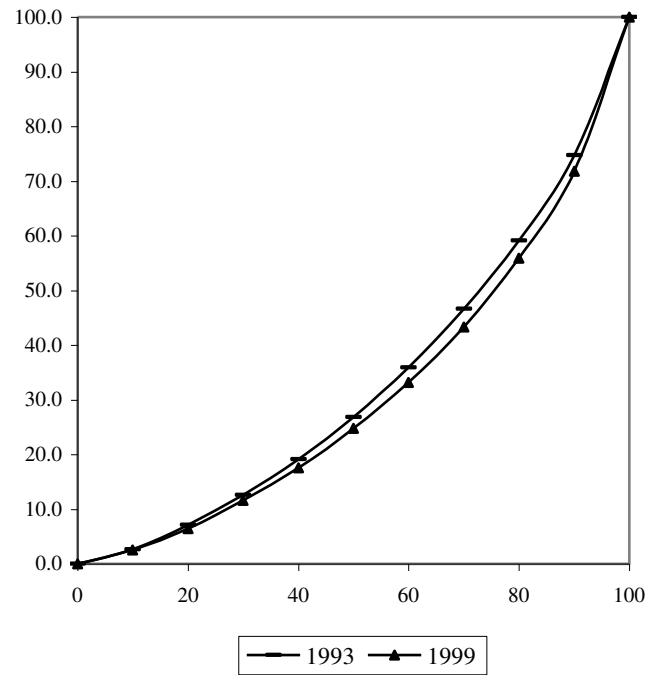


Gráfico 2b
Curvas de Lorenz IFP, Salta 1993-1999



cambios que resultan de usar uno u otro ingreso (filas 5 y 6) y los ocurridos en el período 1993 y 1999 (columna 3).

Tabla 1
Indicadores de desigualdad
Salta, 1993 y 1999

Indicador	1993	1999	Cambio (99/93)
Gini - ITF	0,4503	0,4767	+6%
Gini - IFP	0,3306	0,3659	+11%
Q5/Q1 - ITF	13,0	14,7	+13%
Q5/Q1 - IFP	5,8	6,8	+17%
Cambio Gini (IFP/ITF)	-27%	-23%	
Cambio Q5/Q1 (IFP/ITF)	-55%	-54%	

Tal como se había visto en el análisis gráfico, el ajuste de los ingresos familiares disminuye la desigualdad. El rango de reducción va del 23 al 27 por ciento, cuando se usa el coeficiente de Gini y es del 55 por ciento si se comparan los ingresos de los quintiles extremos de la distribución.

Se aprecia también en la Tabla 1 que la desigualdad del ingreso familiar entre 1993 y 1999 aumentó, pero que aumentó más la medida con el IFP. La diferencia es de 5 puntos porcentuales con el coeficiente de Gini y de 4 puntos porcentuales con el cociente Q5/Q1.

Lo anterior significa que entre las fechas analizadas no sólo aumentó la desigualdad del ingreso, sino que ha disminuido la eficacia del trabajo remunerado para lograr una distribución más igualitaria de los ingresos familiares.

Extensión e incidencia de la pobreza

Como puede verse en la Tabla 2, en la ciudad de Salta en mayo de 1999, alrededor de 203 mil personas tenían un ingreso inferior al valor de la línea de pobreza. Esta cifra contrasta con las 111 personas que fueron clasificadas como pobres en mayo de 1993. Quiere decir entonces que en el sexenio analizado el número de personas pobres ha aumentado en más de un 80 por ciento.

Tabla 2
Número de personas pobres y tasas de incidencia
Ciudad de Salta, 1993 y 1999

	Pobreza por IFP			Pobreza por ITF		
	1993	1999	Cambio (%)	1993	1999	Cambio (%)
Cantidad de personas						
Todos	37165	72918	96	111462	202668	82
Menores de 6 años	7945	13266	67	20328	31922	57
De 6 a 18 años	16752	32039	91	39929	69130	73
De 19 a 69 años	10928	26328	141	47658	96795	103
Mayores de 69 años	1540	1285	-17	3547	4821	36
Tasas de incidencia (HCR)						
Todos	10,5	16,2	54	31,4	44,9	43
Menores de 6 años	15,9	23,0	45	40,7	55,3	36
De 6 a 18 años	16,9	27,0	59	40,4	58,2	44
De 19 a 69 años	5,7	10,4	83	24,9	38,4	54
Mayores de 69 años	10,3	5,7	-45	23,8	21,2	-11

Fuente: Cálculos propios en base a EPH.

Normalizados los cálculos para una participación y jornada laboral plenas, se aprecia que el número de personas pobres disminuye ostensiblemente. En 1993 alrededor de 74 mil individuos podrían haber escapado de la pobreza si las personas adultas que vivían en sus hogares hubiesen trabajado o las que, ya trabajando, hubiesen intensificado su participación. En 1999 eran alrededor de 130 mil personas las que podrían haber superado el umbral de pobreza mediante el trabajo remunerado de los miembros adultos de sus hogares.

A pesar del poder del trabajo remunerado para ayudar a vencer la pobreza, el aumento del número de pobres entre 1993 y 1999 —ya ajustados los ingresos por participación y jornada plena— es todavía mayor que el obtenido con el ingreso familiar observado. Obsérvese que la cantidad de personas pobres medidas con el ITF aumentó en un 82 por ciento en el sexenio, mientras que las medidas con el IFP lo hizo en un 96 por ciento.

El análisis realizado precedentemente puede confundir dado que el número de personas pobres depende no sólo de la incidencia de la pobreza sino también del tamaño de la población. Por ejemplo si en 1999 la extensión de la pobreza hubiese sido exactamente la misma que en 1993, el número de pobres se habría incrementado en más de 30 mil personas por el sólo crecimiento demográfico. Esto justifica trabajar con medidas de la incidencia de la pobreza.

P₀-ITF pasó del 31 al 45 por ciento entre 1993 y 1999, lo que arroja un crecimiento del 43 por ciento. Por su parte, P₀-IFP aumentó todavía más (54 por ciento). Este aumento no fue parejo para todos los grupos de edad. Si bien ambos indicadores coinciden en el orden del cambio (la pobreza creció más entre los adultos que entre los grupos de menor edad), P₀-IFP muestra variaciones más importantes que las capturadas con el P₀-ITF.

Surgen como conclusiones generales de la Tabla 2 que: a) el uso del trabajo remunerado como un instrumento de combate contra la pobreza resultaba más eficaz en 1993 que en 1999.; b) el que haya aumentado la pobreza por IFP significa que se hace cada vez más difícil escapar de la pobreza mediante el uso pleno de los activos de que disponen las personas. Esta última conclusión remite a la discusión reciente acerca del problema de la exclusión social o disminución de la probabilidad de ascenso vertical y de integración de los más pobres a la sociedad.

En la Tabla 3 se muestran las tasas de incidencia según características puntuales de los jefes de hogar y del tipo de hogar en el que habitan las personas.

Tabla 3
Tasas de incidencia (P₀) según características del jefe de hogar
y tipos de hogar. Ciudad de Salta, 1993 y 1999

	Todas las edades				Menores de 6		Entre 6 y 18 años	
	1993	1999	Cambio P ₀ -IFP (%)	Cambio P ₀ -ITF (%)	1993	1999	1993	1999
Todos	10,5	16,2	54	43	15,9	23,0	16,9	27,0
Sexo del jefe								
Varón	9,8	15,6	59	40	14,1	23,0	15,4	26,0
Mujer	13,1	17,7	35	51	24,1	23,0	23,3	29,7
Educación del Jefe								
0	22,8	42,4	86	7	31,0	45,1	37,5	42,3
3-6	17,2	18,7	9	63	28,1	31,2	31,2	29,9
7	18,5	22,4	21	33	26,3	29,7	29,0	44,0
8-11	6,8	20,4	203	57	12,0	27,2	11,2	30,6
12	2,9	8,7	203	41	5,5	13,4	3,6	14,4
13+	0,7	3,3	371	127	1,6	1,9	0,8	7,0
Estado del Jefe								
Ocupado	12,5	19,4	56	35	18,0	24,1	18,1	30,0
Desocupado	4,9	12,3	150	67	4,2	27,4	7,7	17,3
Inactivo	5,6	8,2	47	46	6,3	17,8	13,6	16,4
Tipo de Hogar								
Unipersonal	5,2	4,9	-5	209	n/c	n/c	n/c	n/c
Nuclear 1	3,3	1,5	-54	-9	n/c	n/c	n/c	n/c
Nuclear 2	12,1	18,7	54	29	16,9	28,2	16,6	27,3
Nuclear 3	18,9	29,9	58	58	60,1	52,9	27,3	43,0
Extendido	7,5	11,1	48	58	7,1	9,3	16,1	19,2
Compuesto	8,9	33,4	275	75	5,5	49,6	24,8	59,8

Nota: n/c: No corresponde a este tipo de hogar. Tipo de hogar: Nuclear 1: Jefe y cónyuge; Nuclear 2: Jefe, cónyuge e hijos; Nuclear 3: Jefe con hijos; Extendido: Jefe o núcleo familiar mas otros parientes; Compuesto: Jefe, núcleo familiar u hogar extendido mas otros no familiares.

Fuente: Cálculos propios en base a EPH.

Los individuos con bajas tasas de pobreza por P₀-IFP viven en familias regidas por jefes con nivel educativo alto (12 años y más de educación formal), inactivos, en hogares sin niños (unipersonales y nucleares tipo 1) y extendidos. El P₀-IFP entre tales grupos de personas abarca un rango que va del 0,7 al 7,5 por ciento en 1993 y del 1,5 al 11,1 por ciento en 1999.

Por el contrario, las familias con individuos poco hábiles para escapar de la pobreza con el trabajo están regidas por jefes con bajo nivel educativo, ocupados y desocupados y con niños (nucleares tipos 1 y 2). Los rangos del P₀-IFP para tales personas son 13 al 23 por ciento en 1993 y del 18 al 42 por ciento en 1999.

Según el P₀-ITF la pobreza aumentó más en los hogares regidos por jefas mujeres, mientras que el P₀-IFP muestra que fueron los hogares regidos por varones los que tuvieron un aumento más importante entre las fechas analizadas. El aumento de estos últimos supera en más de 25 puntos porcentuales al de los hogares regidos por mujeres.

Por otro lado, según P₀-ITF, hubo un leve deterioro en la situación de los hogares con jefes que no tienen ningún tipo de instrucción formal. P₀-IFP muestra que el aumento de la pobreza en este grupo fue muy alto. Lo más importante en relación con la educación del jefe es el aumento de la pobreza de individuos que viven en hogares regidos por jefes con alto nivel educativo. Los porcentajes de aumento superan el 200 por ciento para estos grupos de población.

El aumento de las tasas de incidencia para los menores de edad fue mayor que el registrado para el conjunto de población. Para los menores de 6 años aumentó más entre los que viven con jefes varones, que tienen entre 8 y 12 años de educación, y que están desocupados o son inactivos. Del grupo comprendido entre 6 y 18 años se vieron más afectados aquéllos con jefes de alto nivel educativo (más de 8 años de educación formal), que están ocupados y desocupados. Pudo tener que ver en este caso el fuerte aumento del desempleo para los jefes adultos (más de 40 años). Es particularmente notable el aumento de la pobreza por IFP para los niños que residen en hogares compuestos.

Quedan como conclusiones sobresalientes de la Tabla 3 que: a) aumentó más la pobreza por incapacidad entre los grupos tradicionalmente considerados menos vulnerables: población en hogares con jefe varón y con alto nivel educativo. Hallazgos similares fueron obtenidos por HAVEMAN y BURON (1993) para Estados los Unidos en un período más extenso.

Cambios en la composición

La Tabla 4 muestra la composición de la población pobre según algunas características del jefe de hogar y del tipo de hogar en el que viven estas personas. Dados los cambios en la tasa de incidencia entre 1993 y 1999 es lógico pensar que han ocurrido cambios también en la composición de la pobreza entre esos años.

Si se analiza la pobreza medida por el IFP se observa que perdieron participación en el total los individuos que viven en hogares con jefe varón, de bajo nivel educativo, ocupados o inactivos, y que viven en hogares unipersonales y nucleares del tipo 1 y 2.

Contrariamente a lo anterior aumentaron su peso en el total de pobres aquellos individuos que viven en hogares con jefa mujer, de nivel educativo medio o alto, con jefes desocupados y que viven en hogares nucleares tipo 3.

Si bien la dirección de los cambios es independiente del tipo de ingreso usado para medirlos, su intensidad difiere notoriamente. El aumento en la participación de pobres que viven en hogares regidos por mujeres medido por el IFP es inferior a la que arroja el medido por ITF. El aumento en la participación de individuos que viven con un jefe desocupado es, por el contrario, mayor que el obtenido cuando la evaluación se hace con el ITF.

Tabla 4
Composición de la pobreza por IFP y por ITF
según características del jefe de hogar
y tipos de hogar. Ciudad de Salta, 1993 y 1999

	Pobreza por IFP (%)			Pobreza por ITF (%)		
	1993	1999	Cambio (%)	1993	1999	Cambio (%)
Sexo del jefe						
Varón	73,8	69,6	-6	78,7	70,5	-10
Mujer	26,2	30,4	+16	21,3	29,5	+39
Educación del Jefe						
0	4,1	8,1	+97	3,7	4,5	+23
3-6	24,2	17,2	-29	18,5	21,3	+15
7	51,9	37,2	-28	42,4	36,0	-15
8-11	14,2	23,2	+64	21,5	19,7	-9
12	4,5	10,9	+141	10,6	12,9	+22
13+	1,0	3,3	+219	3,4	5,6	+67
Estado del Jefe						
Ocupado	85,0	82,2	-3	74,8	67,6	-10
Desocupado	1,6	5,6	+251	4,9	12,4	+153
Inactivo	13,4	12,2	-9	20,3	20,0	-2
Tipo de Hogar						
Unipersonal	1,9	1,4	-29	0,9	2,2	+148
Nuclear 1	1,0	0,4	-63	1,5	1,2	-22
Nuclear 2	63,9	46,6	-27	61,6	40,6	-34
Nuclear 3	14,4	21,8	+51	7,9	13,0	+64
Extendido	13,6	19,6	+44	20,3	33,8	+66
Compuesto	2,2	5,0	+127	2,9	3,2	+10

Nota: Tipo de hogar: Nuclear 1: Jefe y cónyuge; Nuclear 2: Jefe, cónyuge e hijos; Nuclear 3: Jefe con hijos; Extendido: Jefe o núcleo familiar mas otros parientes; Compuesto: Jefe, núcleo familiar u hogar extendido mas otros no familiares.

Fuente: Cálculos propios en base a EPH.

Hay tres casos en los que los cambios arrojan signos diferentes: los jefes que tienen entre 3 y 6 años de educación formal, los que tienen entre 9 y 11 años de educación y los individuos en hogares unipersonales. Los primeros y últimos aumentan su participación según el ITF y disminuyen según el IFP. Con el grupo de entre 9 y 11 años de educación formal sucede lo contrario: La pobreza medida por el ITF marca una disminución en su participación, mientras que la medida por el IFP marca un importante aumento.

Se estaría verificando convergencia entre los niveles de pobreza: los grupos demográficos que comenzaron con tasas de incidencia menores habrían aumentado más que aquéllos que comenzaron el período con tasas de incidencia más altas.

Incidencia, profundidad y severidad de la pobreza

Hasta ahora no se ha dicho nada acerca de la situación interna entre los pobres. Pudo verse por un lado un importante aumento en la desigualdad global de los ingresos y un aumento igualmente importante en la incidencia de la pobreza. También se registró un aumento todavía mayor en la desigualdad y la pobreza cuando el indicador usado es el IFP.

En la Tabla 5 se presentan las medidas de la pobreza obtenidas cuando se usan distintas hipótesis acerca de aversión a la pobreza. No sólo se evalúa allí el cambio ocurrido en el sexenio sino también el cambio provocado por el uso de ITF o de IFP. Concretamente los indicadores de la Tabla 5 aluden no sólo a la incidencia sino también a la profundidad y severidad de la pobreza entre 1993 y 1999.

Tabla 5
Cambios en la extensión, profundidad e intensidad
de la pobreza. Ciudad de Salta, 1993 y 1999

	1993	1999	Cambio (%)
P ₀ -ITF	0,3140	0,4490	43
P ₀ -IPF	0,1047	0,1616	54
P ₁ -ITF	0,1209	0,1881	56
P ₁ -IPF	0,0272	0,0438	61
P ₂ -ITF	0,0638	0,1078	69
P ₂ -IPF	0,0110	0,0178	62
P ₀ IPF - ITF (%)	67	64	
P ₁ IPF - ITF (%)	78	77	
P ₂ IPF - ITF (%)	83	83	

Fuente: Cálculos propios en base a EPH.

Para evaluar la significación estadística del cambio porcentual registrado entre ambas fechas, se ha calculado un estadístico de prueba¹². Por ello se puede afirmar que todos los aumentos son altamente significativos y marcan un ascenso interperiódico no sólo de la incidencia sino también de la intensidad y severidad de la pobreza.

Se observa que el aumento medido con P₂ fue mayor que el medido por P₁ y que este último fue todavía mayor que el medido por P₀. Dado que P₁ y P₂ son indicadores de la situación interna de los pobres, lo anterior implica que la situación de los pobres en 1999 es menos ventajosa que la de los pobres en 1993. O bien, que en 1993 no sólo había menos pobres sino que éstos estaban en mejor situación que en 1999.

El uso del IFP permite apreciar que ha aumentado no sólo la incidencia de la pobreza por IFP sino también la profundidad y la severidad de la pobreza. Un aspecto muy importante surge al comparar el valor de los indicadores cuando se usan ITF e IFP. El uso del IFP no sólo reduce la incidencia de la pobreza sino que reduce también —y en mayor medida— la desigualdad del ingreso entre los pobres.

Conclusiones

En este trabajo se estimó la distribución del ingreso y los niveles de pobreza resultantes de una hipótesis que ubica a toda la población adulta usando a pleno sus activos físicos y humanos. Esto permite conocer la distribución de los ingresos familiares, la extensión, intensidad, profundidad y severidad de la pobreza de largo plazo, planteando al mismo tiempo interrogantes acerca de la eficacia del trabajo como herramienta de política social.

El ejercicio se realizó con datos de las ondas de mayo de la Encuesta Permanente de Hogares correspondiente a la ciudad de Salta para los años 1993 y 1999. Entre esos años hubo un fuerte aumento de la desigualdad y de la pobreza.

Los resultados obtenidos en este trabajo muestran una situación todavía más preocupante. El aumento de la desigualdad y de la extensión de la pobreza medidas con el ingreso potencial fue todavía mayor que el que muestran las cifras oficiales.

Un análisis más desagregado indica que las personas más afectados por la pobreza por incapacidad en el período fueron aquellas que habitan en hogares regidos por jefes de hogar varones, con alto nivel educativo y cuyo tipo de hogar responde a lo que aquí se denominó hogar compuesto. Si bien algunas de estas conclusiones son las que se desprenden del análisis de la pobreza medida convencionalmente, la medida aquí propuesta acentúa el dramatismo del fenómeno.

Esta evolución dispar de la incidencia de la pobreza provocó un cambio importante en su composición. Aumentaron su participación entre los pobres las personas cuyo aumento fue mayor que el promedio. Sirva como ejemplo lo siguiente: mientras que en 1993 uno de cada cinco pobres

¹² El estadístico de prueba considerado es el que usan PSACHAROPOULOS et al. (1997).

por capacidad vivían en hogares regidos por un jefe con nivel educativo alto, en 1999 lo hacían dos de cada cinco. Este cambio no es detectado claramente por la medida convencional de pobreza.

Lo anterior es el resultado de cierta convergencia en los niveles generales de pobreza: El aumento de la pobreza por capacidad afectó más a los grupos menos vulnerables de la población.

También pudo observarse un empeoramiento de la situación entre los pobres. Esto es, entre 1993 y 1999 aumentó más la severidad que la profundidad de la pobreza; y esta última aumentó más que la incidencia.

Por último, pero no por ello menos importante, en 1999 el trabajo aparece como una herramienta menos eficaz que en 1993 para combatir la pobreza y la desigualdad. No obstante ello, en ambas fechas resulta igualmente eficaz para mejorar la situación interna de los pobres.

Referencias

- BECKER, G. (1965): "A Theory of the Allocation of Time." *Economic Journal*, 75: 493-517.
- BERNDT, E. (1990): *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Addison-Wesley Publishing Company, New York.
- BLAU, F. & L. KAHN (1996): "Wage Structure and Gender Earning Differentials: an International Comparison." *Economica*, 63: S29-S62.
- FOSTER, J.; J. GREER y E. THORBECKE (1984): "A class of decomposable poverty measures." *Econometrica*, 59 (3): 761-766.
- GASPARINI, L. y W. SOSA (1999): "Bienestar y Distribución del Ingreso en la Argentina, 1980-1998." *Anales de la AAEP*, web site: <http://www.aaep.org>: 24 páginas.
- GREEN, W. (1993): *Econometric Analysis* (Second Edition). Macmillan Publishing Company, New York.
- HAVEMAN, R. & L. BURON (1993): "Escaping poverty through work: The problem of low earning capacity in the United States: 1973-1988" *Review and Income and Wealth*, 39 (2): 141-157.
- HECKMAN, J. (1979): "Sample Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47 (1): 153-161.
- KAKWANI, N. (1980): "On a class of poverty measures." *Econometrica*, 48 (2): 234-238.
- LLACH, J. y S. MONTOYA (1999): *En pos de la equidad. La pobreza y la distribución del ingreso en el Área Metropolitana de Buenos Aires: diagnóstico y alternativas de política*. IERAL, Buenos Aires.
- MADDALA, G. (1991): *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- MINCER, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, Washington D. C.
- MONTOYA, S. & O. MITNIK (1995): "Dinámica de la pobreza y la distribución del ingreso. Gran Buenos Aires, 1974-1994." *Anales de la AAEP*, Tomo 3: 635-665.
- MORALES, E. (1988): *Canasta básica de alimentos. Gran Buenos Aires*. INDEC-IPA, Documento de Trabajo N° 8, Buenos Aires.
- PAZ, J. (1998): "La participación de la mujer en la actividad económica en Salta (1991-1996)." *Castañares (Cuadernos del IIE)*, VIII (12).
- PAZ, J. (2000): *Cálculo del ingreso pleno*. Reunión de Discusión N° 137, Instituto de Investigaciones Económicas, Universidad Nacional de Salta, Salta.
- PSACHAROPOULOS, G.; S. MORLEY; A. FISZBEIN; H. LEE & B. WOOD (1997): *La Pobreza y la Distribución de los Ingresos en América Latina. Historia del Decenio de 1980*. Banco Mundial, Documento Técnico N° 351S, Washington D. C.
- SEN, A. (1976): "Poverty: An ordinal approach to measurement." *Econometrica*, 44 (2): 219-231.