

Distribución de los Ingresos Urbanos en Colombia en la Década del Noventa¹

Antecedentes. I. Aspectos Metodológicos. II. Evolución de la Desigualdad Urbana en el Periodo 1990-1995. III. Efecto de Varias Opciones Metodológicas en los Cálculos de Índices de Desigualdad. Conclusiones. Referencias.

Antecedentes

Los estudios sobre la distribución del ingreso en Colombia, aparte de algunos antecedentes remotos², se inician en forma comparable con el programa de encuestas de hogares del DANE -Departamento Administrativo Nacional de Estadística- en 1970. Entre 1970 y 1974 esta encuesta tuvo un carácter nacional -urbano/rural-, en

1975 se suspendió, y en 1976 se inicia una etapa en que se investigan siete ciudades regularmente - Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto-, que constituyen una muestra urbana representativa de las capitales de departamento. En 1978 se realizó una encuesta nacional, con cobertura urbano/rural, que se repitió en 1988; finalmente, a partir de 1991, el DANE viene realizando una encuesta nacional de

1 Estudio realizado dentro del Programa de investigaciones sociolaborales de la Facultad de Economía de la Universidad Externado de Colombia.

2 Estudios basados en la encuesta de presupuestos y gastos familiares de 1952, declaraciones de renta, las encuestas de hogares realizadas por el CEDE entre 1963 y 1969, el censo agropecuario de 1960 y otras fuentes.

hogares con un nuevo marco muestral urbano/rural en que la parte urbana tiene como universo las ciudades de más de 10,000 habitantes o con más del 50% de la población del municipio en la cabecera, y la parte rural comprende el resto de cabeceras municipales, la población en centros poblados menores que no son cabeceras municipales y la población dispersa.

EL Cuadro No. 1.1 presenta una síntesis de los cálculos del índice de desigualdad de *Gini* para los ingresos urbanos reportados por diferentes autores, desde cuando se tienen estadísticas continuas y comparables entre sí. Estos trabajos son los que utilizan una metodología uniforme para series de varios años. Para propósitos analíticos se han separado en tres grupos, de acuerdo con la variable de ingresos utilizada en los cálculos.

Reyes A.(1987), Moreno A. (1989) y Londoño J.L. (1992) analizan la distribución de ingresos individuales. En el caso de Reyes, la fuente de información es la encuesta de hogares del DANE en siete ciudades para 1976-1985; Moreno, utilizando la misma metodología de Reyes, hizo los cálculos para 1988; en el caso de Londoño

son las encuestas urbanas con cobertura nacional. Los resultados presentados muestran, en ambos casos, una tendencia al mejoramiento en la distribución del ingreso individual en las dos décadas anteriores, que de acuerdo con las cifras de Londoño se debió iniciar después de 1974. Las fuentes de información utilizadas parecen mostrar que la inclusión de un universo más amplio de ciudades en el estudio de Londoño aumenta la desigualdad medida, en comparación con el estudio de Reyes que sólo incluye siete ciudades.

Moreno A. (1989) analiza la distribución de los ingresos familiares totales en siete ciudades. Sus cálculos muestran un mejoramiento de la distribución entre 1976 y 1983; pero un estancamiento de este proceso entre 1983 y 1989.

La CEPAL (1993), finalmente, analizó la desigualdad en la distribución del ingreso familiar *per capita* entre 1980 y 1989, con base en las encuestas de hogares en siete ciudades, a partir de los ingresos reportados por rangos de ingreso, suponiendo una distribución de Pareto para la cola superior. Los resultados reportados sugieren una mejoría en la distribución del ingreso familiar *per capita* en zonas urbanas entre 1980

Cuadro N° 1.1
Indices de Desigualdad de Gini para los Ingresos Urbanos
(1970-1989)

Año	Individual		Ramiliar	Familiar <i>per capita</i>
	Reyes A. Moreno A.	Londoño J.L.	Moreno A	Cepal
1970	0.52	0.541		
1971		0.532		
1972		0.555		
1973		0.574		
1974		0.516		
1975				
1976	0.508		0.496	
1977				
1978	0.478	0.490	0.482	
1979				
1980	0.446		0.461	0.54
1981				
1982				0.53
1983	0.434		0.459	
1984		0.474		
1985	0.447		474	0.51
1986				0.50
1987				
1988	0.439	0.453	0.468	
1989				0.50

Fuente: Cálculos reportados por los autores con base en Encuestas de Hogares en diferentes dominios : Reyes A (1987); Moreno A (1989) y CEPAL (1993) para siete ciudades; Londoño J.L. (1992) para muestras urbanas de cobertura nacional.

y 1989, pero también reflejan un cierto estancamiento de este proceso a partir de 1985.

Si se toman las cifras de Reyes, Moreno y la CEPAL, para la década del 80, que tienen todas la misma fuente de información, las siete ciudades de la muestra tradicional del DANE, para analizar la desigualdad en la distribución de los ingresos individuales, familiares totales y familiares *per capita*, en zonas urbanas respectivamente, se detecta un patrón claro según el cual la agregación de ingresos individuales a nivel familiar produce una distribución de ingresos creciente-mente más desigual, y al ajustar estos ingresos familiares por el tamaño de familia, la distribución resultante es aún más desigual.

Además de las diferencias en la variable de ingreso analizada y en la cobertura geográfica de las muestras utilizadas por los diferentes estudios reportados, éstos tienen diferencias menores en cuanto a la inclusión o no de ciertos ingresos -por ejemplo los no laborales-, en cuanto a la inclusión o no de personas u hogares sin ingresos reportados -por ejemplo desempleados-, y en cuanto a la inclusión o no de ciertas personas -por ejemplo servicio do-

méstico-. Las cifras básicas del DANE que les sirven de soporte, por otro lado, presentan una serie de problemas; como datos faltantes, ingresos en especie no valorados, reporte incorrecto de los ingresos y en especial un problema de censuramiento de los altos ingresos, por el hecho de haber mantenido sólo seis dígitos para reportar los ingresos mensuales, lo cual significó que todos los ingresos mayores de \$999,999 pesos, en términos nominales, se reportaran como iguales a ese valor a lo largo del tiempo.

Todos los problemas anteriores a este último, el censuramiento de ingresos, se puede presumir que son no sistemáticos y, por lo tanto, no incluyen sesgos en la estimación de las tendencias en los índices de desigualdad. Este último, sin embargo, sí es un error sistemático, porque la inflación tiende a lo largo del tiempo a aumentar los ingresos nominales y, por lo tanto, a aumentar la proporción de personas en el rango de ingresos censurados. Un nivel de ingreso individual de un Millón de pesos (\$1'000.000) posiblemente fue lo suficientemente alto en la década del 70 y comienzos de los 80, como para no causar un problema de censuramiento importante. Sin embargo, desde fines de los 80, la pro-

porción de ingresos censurados por este procedimiento comenzó a crecer aceleradamente. El problema fue reportado por varios autores, entre ellos Sarmiento E. (1993), quienes indicaron que se estaba subestimando sistemáticamente la desigualdad al no hacer una corrección de este problema. Esto llevó a varios investigadores a hacer ajustes a las cifras originales para corregir el sesgo, por censuramiento de ingresos, y al DANE a ampliar, a partir de septiembre de 1993, el campo para reportar los ingresos a siete dígitos en lugar de seis, con lo cual el problema se transfirió a los ingresos mensuales de más de diez millones de pesos (\$10'000.000), reduciendo en forma significativa la incidencia de este problema a partir de esa fecha.

Desde 1994 investigadores del -Departamento Nacional de

Planeación- DNP y del Banco de la República han venido estudiando diversos ajustes a las cifras de ingresos reportadas por el DANE en las encuestas nacionales, con cobertura urbano-rural, realizadas en 1988, 1991 y 1992; estudios que han sido criticados por Sarmiento E. desde una perspectiva metodológica, nuevamente en relación con las correcciones por censuramiento de ingresos.

El estudio que sirvió de base para este debate fue el realizado por Lasso F. J. y Moreno H. (1993), como parte de los trabajos de la Misión de Apoyo a la Descentralización y Focalización de los Servicios Sociales en el DNP. Dicho estudio realizó un ajuste muy completo a los ingresos individuales reportados por el DANE³, pero no tuvo en cuenta el problema de

3 Lo que hizo este estudio fue ajustar ingresos por cinco conceptos: i). Hizo un ajuste por cobertura de las encuestas de hogares del DANE. ii). A los perceptores que no informan ingreso se les imputó el ingreso medio de personas con características socio-laborales similares; para ello, estimó el ingreso de los que sí lo reportan mediante un modelo de capital humano, controlando por área metropolitana en la parte urbana y por región en el área rural, y estimó funciones diferentes por posición ocupacional: empleados, obreros, patrones y trabajadores independientes, y otros perceptores de ingreso no ocupados (desempleados e inactivos). iii). Ajustó el ingreso de los asalariados rurales para tener en cuenta el pago en especie por alimentación, con base en el diferencial observado en la serie de jornales agropecuarios más frecuentes por región. iv). Ajustó los ingresos totales a Cuentas Nacionales, estableciendo un factor de ajuste diferente para asalariados, con base en la remuneración de asalariados de cuentas nacionales, para patrones y trabajadores por cuenta propia, con base en el valor del excedente bruto de explotación de cuentas nacionales, y para otros ingresos (intereses, dividendos, arriendos, pensiones y ayudas en dinero), con base en otros ingresos de cuentas nacionales. v). Hizo un ajuste de ingresos para los propietarios de vivienda, pero finalmente no lo utilizó en los cálculos de los índices de desigualdad.

censuramiento de los ingresos superiores a un millón de pesos mensuales.

El Banco de la República en una nota editorial de la revista, firmada por Miguel Urrutia, en septiembre de 1993, comenta los resultados del estudio de Lasso y Moreno y concluye que «la desigualdad en la distribución del ingreso, tanto urbana como rural, ha disminuido en la última década».

Sarmiento E. (1993) encuentra errada esta conclusión y señala que las cifras que viene reportando el DANE subestiman las tendencias de la desigualdad, porque están censurando en forma creciente los altos ingresos, al sólo contar con seis dígitos en sus formularios de reporte. En respuesta a esta objeción, el Banco de la República recalcula el índice de desigualdad de *Gini* para las distribuciones de ingreso urbana y rural de 1988 y

1992, para lo cual supone una distribución de Pareto⁴ para la cola censurada, de altos ingresos, pero la estima equivocadamente usando muestras amplias de toda la distribución, con lo cual imputa un ingreso medio muy bajo para los casos censurados y con ellos recalcula el *Gini* para esos años. Concluye que, aún con la corrección por censuramiento, «la desigualdad en la distribución del ingreso rural se ha mantenido, en tanto que en las zonas urbanas se ha disminuido el grado de desigualdad».

Sarmiento E. (1995) critica de nuevo al Banco de la República por la manera de estimar los parámetros de la distribución de Pareto, la cual lleva a estimar un coeficiente de Pareto muy alto y a subestimar la desigualdad en esos años.⁵ Señala que en los nuevos cálculos del Banco de la República «... y contrario al sentido común, la

4 La función de Pareto ha sido muy utilizada en estudios de distribución del ingreso. Véase la discusión más adelante.

5 El Banco de la República estimó un coeficiente de Pareto entre 4 y 5 utilizando diferentes muestras de toda la distribución y escogiendo el resultado que produjere el mayor R^2 , procedimiento que ha sido criticado con razón tanto por Sarmiento E., como por Moreno H.; Sarmiento estima, con base en sus propios cálculos y en la experiencia internacional que dicho coeficiente debe estar entre 1,5 y 1,8 y propone tomar 1,8.



eliminación de un sesgo (el censuramiento) que reduce cada año el ingreso de los grupos altos determina una mejoría en la distribución del ingreso». Con base en un coeficiente de Pareto más adecuado, estima de nuevo el índice de desigualdad de *Gini* de la distribución de ingresos a nivel nacional reportada por Lasso y Moreno, y concluye que «la distribución de ingreso se mantuvo aproximadamente constante entre 1978 y 1988 y se deterioró entre 1988 y 1992».

Moreno H. (1995), vuelve sobre el tema en el DNP y realiza un nuevo ajuste por censuramiento de ingresos para la encuesta nacional de hogares de 1992, suponiendo una distribución *lognormal* para la cola superior de ingresos personales. Presume implícitamente que los años anteriores no están afectados por este problema. En su trabajo rechaza la utilización de la distribución de Pareto con el argumento que la extrapolación es un procedimiento arbitrario, a pesar que él mismo hace algo similar al imputar ingresos con la función *lognormal*, y que todos los estudios internacionales han mostrado que la ley de Pareto se ajusta

mejor a la cola superior que a la *lognormal*, mientras que ésta se ha utilizado más frecuentemente para representar la distribución total del ingreso.

Las cifras que sustentan el debate planteado son presentadas en el Cuadro No. 1.2.

Los resultados de estos estudios no son totalmente concluyentes. Moreno olvidó ajustar por truncamiento en 1988 y por lo tanto sus resultados no son comparables a los del Banco de la República y Sarmiento. Los resultados del Banco de la República son claramente inconsistentes porque no es posible que un error como el de truncamiento, que crece sistemáticamente con la inflación, pueda producir un ajuste mayor en 1988 que en 1992. Los resultados de Sarmiento a nivel nacional no son comparables con los ajustes del Banco de la República que se refieren a las distribuciones de ingresos en zona urbana y rural.

Para analizar los diferentes ajustes realizados, en este trabajo se procesaron las encuestas de hogares del DANE en siete ciudades, para los meses de marzo de los años 1990 a 1995, utilizando una meto-



Cuadro N°. 1.2			
Índice de Desigualdad de Gini para el Ingreso Familiar per capita a nivel Nacional			
AÑO	Urbano	Rural	Total Nacional
a) Lasso F.J. y Moreno H. (1993) ^a			
1978	0.4464	0.4362	0.4845
1988	0.4154	0.3805	0.4505
1991	0.3862	0.4172	0.4308
1992	0.3947	0.3696	0.4302
b) Banco de la Republica (1994) ^b			
1988	0.47	0.46	—
1992	0.44	0.45	—
c) Sarmiento E. (1995) ^b			
1978	—	—	0.485
1988	—	—	0.488
1992	—	—	0.502
d) Moreno H. (1995)			
1992 ^a	0.4146	0.3858	0.4436
1992 ^b	0.4374	0.4436	0.4585

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares del DANE con cobertura nacional (urbano/rural).

a = Sin corrección por censuramiento.

b = Con corrección por censuramiento.

dología común.⁶ Antes de presentar los resultados encontrados, sin embargo, se discutirán algunos elementos metodológicos de este ejercicio.

I. Aspectos Metodológicos

A. Índice de desigualdad utilizado

El índice más universalmente utilizado, para comparar espacial o temporalmente la desigualdad en la distribución del ingreso, es el *índice de Desigualdad de Gini*, que se calcula como el área comprendida entre la diagonal de equidistribución y la curva de Lorenz (% acumulado del ingreso vs. % acumulado de perceptores de ingreso), dividida por el área total por debajo de la línea de equidistribución. El coeficiente de *Gini* varía entre cero y uno y la desigualdad es mayor entre mayor sea su valor. El índice de *Gini* no se puede descomponer en el sentido estricto, propiedad que sí posee el índice de *Theil*, el cual se convierte

en el más indicado para estudiar problemas asociados con los factores que explican la desigualdad observada. Tanto el índice de *Gini* como el de *Theil*, tienen el problema que no permiten hacer juicios sobre las implicaciones en términos de bienestar, cuando las respectivas curvas de Lorenz de las distribuciones se cortan. En este caso se han diseñado otros índices como el de *Atkinson*, que ponderan las ganancias o pérdidas de ingreso de diferentes grupos de la población -por ejemplo le da una mayor ponderación a la cola inferior o superior de la distribución- y reducen el problema de comparación en estos casos.⁷

Para este estudio se utiliza el índice de desigualdad de *Gini*, por ser el más universal y porque permite comparaciones con estudios anteriores, ya que no se están investigando los factores que explican las distribuciones observadas y, además, porque el fenómeno de intersección de curvas de Lorenz, de las distribuciones estudiadas,

6 El DNP ha realizado un análisis similar para los años 1978-1994, utilizando las encuestas de septiembre.

7 Véase, por ejemplo, Bourguignon, F. (1979) y Mohan, R. (1984).

no es un problema que se presente con mucha frecuencia.

B. Selección de la variable de ingreso

Los estudios sobre distribución del ingreso han utilizado históricamente tres tipos de variables:

- El ingreso individual.
- El ingreso familiar.
- El ingreso familiar *per capita*.

Las tres distribuciones de ingreso resultantes son diferentes y muchos de los problemas de interpretación de las tendencias o diferenciales entre regiones o países, surgen de no hacer explícita la variable cuya distribución se compara. En este estudio se analizaron estas tres distribuciones.

El **ingreso individual** se puede asociar directamente a las fuentes que lo generan, y es por lo tanto la variable ideal, si uno quiere explicar los cambios o diferenciales en términos de los factores económicos subyacentes. En particular, es de especial interés construir la distribución de los ingresos laborales, generados en el mercado de trabajo, con exclusión de otros in-

gresos, los cuales se pueden tener en cuenta en la consolidación de ingresos a nivel familiar. Esta fue la estrategia seguida en esta investigación.

El **ingreso familiar** permite estudiar el efecto de la consolidación de los ingresos generados por todos los miembros del hogar, tanto en el mercado de trabajo como en otros mercados de factores -intereses, arriendos, rentas, etc.-. La relación entre esta variable y los ingresos individuales está mediatizada por el número de perceptores de ingreso por hogar y por los patrones de constitución de familias.

Si el número de perceptores de ingreso es mayor en hogares de altos ingresos que en hogares de bajos ingresos, como puede ocurrir si las propensiones a participar en actividades económicas son mayores a mayores niveles de ingreso, la distribución del ingreso familiar tenderá a ser más desigual que la distribución del ingreso individual. Si las familias tienden a integrarse con personas de niveles similares de capital humano y productividad, esta integración tenderá a aumentar la dispersión de ingresos y por lo tanto a generar una mayor

desigualdad en los ingresos familiares.

Por otro lado, este ingreso también está influenciado por las situaciones coyunturales de desempleo. Si un miembro del hogar pasa de la condición de empleado a desempleado dejará de aportar al presupuesto familiar, pero continuará siendo un miembro del hogar; si el desempleo afecta más a las familias pobres que a las menos pobres, esto tenderá a generar una distribución más desigual de los ingresos familiares.

El **ingreso familiar per capita** es el que más se acerca a una medida de nivel de vida y por lo tanto es la variable más indicada para hacer comparaciones en términos de bienestar. La relación entre esta variable y el ingreso familiar total está mediatizada por el tamaño de familia. Si las familias más pobres tienden a ser más numerosas, el ingreso familiar *per capita* tenderá a estar peor distribuido que el ingreso familiar total.

C. El problema de censuramiento de ingresos

El censuramiento de ingresos, en las encuestas de hogares del

DANE produce una subestimación creciente de la medición de la desigualdad, porque el porcentaje de personas u hogares afectados crece con el tiempo, lo cual obliga a hacer algún supuesto sobre la distribución de ingresos no observada en la cola superior de ingresos. Es un problema similar el que se presenta, cuando se trata de deducir un índice de desigualdad a partir de la distribución de la población por rangos de ingreso, en cuyo caso hay que hacer algún supuesto con respecto a la distribución al interior de cada rango y, en particular, con respecto al rango abierto de ingresos más altos.

Lo que se hace en estos casos, frente a estos problemas, es suponer una distribución, usualmente Pareto o Lognormal, y estimar sus parámetros básicos con base en la experiencia internacional de otras distribuciones o extrapolar la función para los valores truncados con base en los parámetros estimados para valores no truncados.

La distribución de Pareto obedece a la ley empírica $N(y) = \beta y^{-a}$, donde $N(y)$ es la población acumulada de perceptores con ingreso superior a y , mientras que β y a son parámetros constantes de

la distribución. Esta función tiene propiedades matemáticas interesantes.

Se puede demostrar que, si $a > 1$, y $y > y_0$, el valor esperado de y , $E(y)$, es proporcional al ingreso mínimo de corte, a partir del cual es válida la ley de Pareto (y_0) y es mayor entre menor sea el valor del coeficiente a :

$$E(y) = y_0 * (a / a - 1)$$

Este valor es el ingreso medio de todos los perceptores con $y > y_0$, de modo que, conociendo $N(y)$ y $E(y)$, se puede ajustar la contribución del grupo $N(y_0)$ a la desigualdad total.

La ecuación de Pareto se puede estimar económicamente tomando logaritmos e introduciendo un término de error (e), con base en distribuciones observables:

$$\text{Ln } N(y) = \text{Ln } \beta - a \text{ Ln } y + e$$

Entre mayor sea el coeficiente a a mayor será la pendiente de la recta (N, y) en el plano logarítmico; menor será el ingreso medio de los perceptores con $y > y_0$, y menor será la contribución de este grupo a la desigualdad total. Por ejemplo si, $a = 2$ el ingreso medio de este grupo será $E(y) = 2y_0$, pero si $a = 4$,

el ingreso medio será $E(y) = 1,33y_0$, y su contribución a la desigualdad total será menor.

La principal alternativa a la distribución de Pareto es la distribución lognormal del ingreso:

$$F(\text{Ln } y) = N(\text{Ln } y; \mu_0, s_0^2)$$

donde $N(\text{Ln } y; \mu_0, s_0^2)$ es la función normal acumulada del ingreso; μ_0 , es la media y s_0^2 es la varianza de la distribución. La distribución *Lognormal* se puede estimar a partir de los datos observados y se define en términos de dos parámetros: la media y la varianza de la distribución que genera los datos observables.

Como se dijo, el único estudio que ha utilizado la distribución *Lognormal* para corregir el problema de censuramiento de ingresos ha sido el de Moreno H. (1995), quien la aplicó a la encuesta de hogares de 1992. Para ello supuso que la función generatriz de ingresos laborales es diferente por ciudades y dentro de cada ciudad por posición ocupacional -empleado, cuenta propia, patrón e inactivo- y que la función generatriz de otros ingresos -intereses, arriendos, ayudas, pensiones, etc.- es diferente por posición ocupacional pero no por ciudad. Con base en este su-

puesto generó los ingresos medios esperados de todos los censurados, en función del lugar de residencia, la posición ocupacional y el tipo de ingreso.

El Banco de la República (1994) utilizó la distribución de Pareto y supuso que la función generatriz de ingresos era la misma para todos los dominios y niveles de ingreso a nivel nacional. Con base en este supuesto estimó los parámetros de la función para una muestra de todos los perceptores con ingreso no censurados y utilizó esta función para calcular el ingreso medio de los perceptores censurados.

Sarmiento E. (1995) hace el mismo supuesto de una distribución de Pareto válida a nivel nacional, pero supone que la función generatriz de ingresos varía con el nivel de ingresos, hasta un cierto nivel, a partir del cual se mantiene invariante con el nivel de ingreso. Como tampoco puede observar los ingresos censurados, estima los parámetros de la distribución con base en los valores más altos de ingreso observados en cada año y extrapola para el rango de ingresos censurados.

Este trabajo utiliza un procedimiento alternativo de estimación,

usando la distribución de Pareto, que es suponer que la función generatriz de los ingresos **reales** es única a nivel nacional e invariante en el tiempo, controlado por tipo de ingreso -salarios e ingresos por cuenta propia o ganancias-. En estas condiciones, los parámetros de la función de Pareto para los años 1990-1993 se pueden estimar con los ingresos reales observados en 1994 - 1995 entre uno y diez millones; y con base en esa distribución se puede calcular el ingreso medio de los censurados en años anteriores a precios de cada año. Para calcular el ingreso medio de los casos censurados en 1994 y 1995, con el nuevo punto de corte en diez millones, es necesario extrapolar la función de Pareto con base en la distribución observada para ingresos de más de un millón de pesos en 1995.

El Cuadro No. 2.1 presenta el tamaño de las muestras disponibles en marzo de 1995 de perceptores de ingresos de trabajo -salarios y ganancias- con ingresos entre uno y diez millones de pesos de ingreso mensual. Con base en estas muestras se estimaron funciones de Pareto para cortes de ingreso que equivalieran en 1995 a un millón de pesos en los años anteriores (1990-1994).

Cuadro N°. 2.1
Muestras de 1995 para la Estimación de Funciones de Pareto^{1/}

AÑO	Ingreso de Corte y_0	Ingreso equivalente En 1995 y_0 (\$95)	N° de casos en 1995 (muestras)	
			Salarios	Ganancias
1990	1.000.000	3.102.276	2	16
1991	1.000.000	2.362.804	15	100
1992	1.000.000	1.859.465	48	100
1993	1.000.000	1.497.347	90	155
1994	1.000.000	1.233.300	115	163
1995	1.000.000	1.000.000	222	264

1/ $\ln N(y_0) = \ln \beta - a \ln y_0$

Fuente: EH - DANE. En siete ciudades en marzo de 1995.

El coeficiente de Pareto (a) para las distribuciones de los perceptores con más de diez millones de pesos en marzo de 1994 y marzo de 1995 se calculó proyectando los coeficientes de Pareto, de las muestras anteriores, en función del nivel de ingreso de corte, mediante las siguientes ecuaciones:

Salarios:

$$a = 1.65 + 0.6029 * 10^{-6} * y_0 \text{ (\$ -pesos-del 95)}$$

Ganancias

$$a = 1.827 + 0.3629 * 10^{-6} * y_0 \text{ (\$ -pesos-del 95)}$$

Con $y_0 = \$10,000,000$ en 1995 y $\$12,133,000$ en 1994. Lo que equivale a suponer que antes de los diez millones hay un nuevo quiebre de la curva de Pareto y su pendiente se reduce significativamente.

El Cuadro No. 2.2 presenta los resultados de la estimación de las funciones de Pareto para las colas de ingresos censurados entre 1990 y 1995; y el Cuadro No. 2.2a presenta los resultados del ajuste especial que se hizo para marzo de 1994, por razones que se explican

Cuadro N°. 2.2					
Estimaciones de la Función de Pareto para la Cola Superior de Ingresos. Ingresos Reales Observables en Marzo de 1995, según Tipo de Ingreso					
Marzo de:	Ingreso de corte (y_0)	N° de casos censurados	%	a	e (y_0)
a) salarios					
1990	1.000.000	661	0.02	2.155	1.865.633
1991	1.000.000	1.924	0.006	3.150	1.465.113
1992	1.000.000	6.979	0.23	2.524	1.656.165
1993	1.000.000	19.506	0.61	2.738	1.575.371
1994*	1.000.000	11.237	0.33	1.859	2.163.500
1995**	10.000.000	1.075	0.03	7.679	11.497.327
b) ganancias					
1990	1.000.000	2.556	0.21	2.046	1.956.385
1991	1.000.000	13.079	0.99	2.478	1.676.587
1992	1.000.000	25.568	1.06	2.789	1.558.968
1993	1.000.000	41.786	2.94	2.332	1.750.747
1994*	1.000.000	15.370	1.09	1.244	2.691.204
1995**	10.000.000	5.389	0.34	5.456	12.244.309

* Para este año se distribuyeron los casos censurados entre uno y diez millones y más de diez millones como indica el cuadro No. 2.2a

** El coeficiente de Pareto (a) se extrapola con las ecuaciones descritas en el texto.

Cuadro N° 2.2a
Estimaciones de la Función de Pareto para Marzo de 1994

Tipo de ingreso	entre 1 y 10 millones*			> 10 millones			> 1 millón		
	a*	E(y)	%	a**	E(y)	%	a	E(y)	%
salarios	2.46	1.684.935	95	8.965	11.255.493	5	1.859	2.163.500	100
ganancias	2.50	1.666.660	90	6.230	11.912.046	10	1.244	2.691.204	100

* Estimado con base en los casos entre uno y diez millones en 1994.

** Extrapolado con base en las ecuaciones descritas en el texto.

a continuación, y que obligaron a suponer que el grueso de los casos censurados tenían ingresos entre uno y diez millones y no más de diez millones, como debería ser.

Como puede observarse, por el número de casos censurados en cada año, el tamaño de cada grupo se venía triplicando de año a año entre 1990 y 1993. En marzo de 1994, cuando el tope de salarios reportados se subió a diez millones, aparecieron números muy grandes de casos censurados, si se compara con la cifras reportadas en 1995, que deberían estar cerca del triple de las observadas el año anterior. Es decir, casos de asalariados censurados en 1994 debieron haber sido unos 350 (1,075/3) en lugar de los 11, 237 reportados; y casos

de independientes reportados -ganancias- debieron haber sido unos 1,800 (5,389/3) en lugar de los 15,370 reportados; los restantes casos debieron ser personas con ingresos entre uno y diez millones que se codificaron erróneamente como casos censurados. Esta anomalía aparentemente se corrigió a partir de 1995, donde el número de casos reportados regresa a los niveles esperados.

Para resolver este problema, con las cifras disponibles para 1994, se decidió calcular el ingreso medio, de las casos censurados, como un promedio ponderado de las perceptores con ingresos mayores a diez millones y con ingresos entre uno y diez millones. Para ello se supuso que sólo el 5% de los sa-

larios y el 10% de las ganancias estuvieron bien clasificados como censurados en ese año, y que el resto de casos reportados corresponden a ingresos entre uno y diez millones, que fueron erróneamente clasificados como de más de diez millones. Los resultados de estos cálculos para 1994 aparecen en el Cuadro No. 2.2a.

El procedimiento que se siguió para calcular los índices de desigualdad de *Gini*, después de la corrección por censuramiento de ingresos, fue imputar a todos los casos individuales censurados el ingreso medio esperado, $E(y)$, de acuerdo con la función de Pareto correspondiente, recalcular las distribuciones de ingreso por deciles y calcular con estas nuevas distribuciones el coeficiente de *Gini* respectivo.

D. Imputación de ingresos a casos con datos faltantes

El trabajo básico de Lasso y Moreno (1993) hizo un ajuste muy completo de las cifras del DANE, imputándole a todos los perceptores que no reportaron su ingreso el ingreso medio de los perceptores con las mismas características socio-ocupacionales. Lo anterior, con base en un modelo de capital hu-

mano-sexo, edad y educación-, controlando por ciudad y posición ocupacional. Este ajuste tiende a subestimar la desigualdad en la distribución del ingreso, porque imputa ingresos con base en promedios, reduciendo la dispersión observada en la muestra para los que sí reportan su ingreso. Un mejor supuesto es que el ingreso de estas personas tiende a distribuirse de la misma forma que el ingreso de los que sí reportan, que equivale a excluirlas del cálculo como datos faltantes.

E. Inclusión de hogares y perceptores sin ingreso

La inclusión de hogares y personas que reportan cero ingreso en la encuesta, tiende a producir el efecto contrario: genera una mayor dispersión del ingreso y por lo tanto mayores índices de desigualdad. Es mejor excluir estos casos del análisis, lo que equivale a suponer que estas situaciones son transitorias, o corresponden a errores de declaración y en consecuencia no se deben considerar. Un caso particular es el de los desempleados, que reportan cero ingreso, cuyo efecto no aparecería en las distribuciones de ingreso individual, pero sí se captaría en las

distribuciones del ingreso familiar y del ingreso familiar *per capita*.

II. Evolución de la desigualdad urbana en el periodo 1990-1995

A. Distribución del ingreso individual de ocupados

El procesamiento de las encuestas de hogares urbanas del DANE, en siete ciudades, para los meses de marzo de 1990 a 1995, corregido por el problema de censuramiento de ingresos según la metodología indicada, muestra que la distribución del ingreso individual de los ocupados, generada en el mercado de trabajo, se deterioró entre 1990 y 1993 aunque experimentó una ligera mejoría entre 1993 y 1995 (véase cuadro No. 3.1).

El deterioro más fuerte de la distribución se dio en los años 1991-1992; período en el cual se produjo una fuerte expansión de la oferta de trabajo y del empleo en las siete ciudades estudiadas, pero con una caída significativa tanto en los salarios reales como en la productividad. Todo lo anterior, como resultado de la desaceleración de la producción frente a crecimientos del empleo superiores al 5,5% (véase cuadro No. 3.2).

El fuerte deterioro de la distribución del ingreso laboral urbano en 1991-1992 posiblemente no pueda interpretarse como un resultado de la apertura comercial *per se*, cuyos efectos más importantes se han manifestado después de 1992, con el auge de las importaciones y de la inversión privada. Habría que mirar lo ocurrido en el mercado de trabajo en este período y cuáles fueron sus principales determinantes.

Por el lado de la oferta de trabajo es claro que hubo una presión muy fuerte que se reflejó en una absorción comparable de mano de obra en la economía, sin que se lograran reducir las tasas de desempleo. El aumento observado en el empleo en estos años se produjo con una caída en los salarios reales de los grupos de menores ingresos -mínimo legal, construcción, obreros de la industria manufacturera-. En estas condiciones, la recomposición del empleo resultante podría explicar en parte el deterioro observado en la distribución del ingreso laboral.

Por el lado de la demanda tres fenómenos debieron jugar un papel importante en el deterioro de la distribución del ingreso en éste período:

Cuadro N° 3.1			
Coeficientes de Desigualdad de <i>Gini</i>			
Marzo de	ingreso individual de ocupados	ingreso familiar total	ingreso familiar <i>per capita</i>
1990	0.433	0.467	0.496
1991	0.454	0.476	0.523
1992	0.470	0.494	0.535
1993	0.476	0.501	0.547
1994 ^{1/}	0.470	0.492	0.523
1995	0.472	0.492	0.526

Fuente y Metodología: cálculos con base en las encuestas de hogares del DANE en siete ciudades, con corrección por censuramiento de ingresos mensuales de más de un millón en 1990-1993 y de más de diez millones en 1994-1995; suponiendo una distribución de Pareto para la Cola Superior, estimada con base en la distribución «verdadera» observada en 1995.

1/ Para 1994 la información del DANE, para marzo, muestra que muchos de los ingresos mayores a un millón de pesos se codificaron como mayores de diez millones por error. Éste aumentó artificialmente el índice de desigualdad de *Gini* calculado. El problema aparentemente se fue corrigiendo durante el año. Los valores presentados incorporan un ajuste particular de la función de Pareto para la cola superior censurada en ese año (véase texto).

i). La introducción del salario integral a partir de 1991 tiene el efecto de aumentar artificialmente los altos ingresos y sobrestimar el grado de desigualdad, si no se hace el ajuste

por las prestaciones sociales incorporadas en dicho salario, para hacerlo comparable con los salarios anteriores. Este aspecto ya fue identificado por otros investigadores.⁸

8 Véase Berry, A. y Tenjo J. (1994, 1995).

ii). Las políticas salariales del sector público, a partir de 1990, que cambiaron la política tradicional de aumentar más los salarios bajos que los altos, habrían llevado a una reducción importante de los diferenciales de salarios públicos. A su vez, habrían contribuido a la mejoría en la distribución del ingreso generado por esta fuente en la década del 80. Efectivamente, la nueva política fue restablecer estos diferenciales de salarios perdidos, aumentando muy significativamente los salarios en ciertos cargos de alta responsabilidad, para mejorar la eficiencia del sector público, atrayendo personal altamente calificado. Esto pudo tener un efecto mucho más general en segmentos del mercado de trabajo, donde el sector público es un empleador importante -profesionales-.

iii). Las medidas de reestructuración laboral, llevadas a cabo por algunas empresas del sector privado, para aprovechar la flexibilización permitida por la reforma laboral y adecuarse a los retos de la apertura económica, habría tenido el efecto de aumentar los diferenciales de salarios en el sector privado y produjo un deterioro en la distribución de los ingresos laborales. Esto ocurrió en la

medida en que se incorporaron ajustes más que proporcionales en salarios para el personal de mayor productividad en la empresa .

A partir de 1993 la economía comienza a desenvolverse sobre una trayectoria de crecimiento diferente. En la aceleración de la producción doméstica jugaron un papel importante tanto la expansión de la demanda de consumo y de inversión privada, como la expansión del gasto público, las cuales contrarrestaron los efectos del deterioro creciente de la balanza comercial. El auge del consumo se expresó principalmente en bienes durables como vivienda y automóviles; el crecimiento de la inversión tuvo relación tanto con la reducción de los costos de importación, por la apertura comercial y la revaluación de la tasa de cambio real, como con el comportamiento de las tasas de interés en el mercado interno. La apertura comercial se dio, entonces, en un momento en que apareció una gran demanda insatisfecha en el mercado interno por bienes durables, de la cual se benefició también la producción nacional.

Esta nueva trayectoria de crecimiento se manifestó también en el mercado de trabajo. Por el lado

Cuadro N°. 3.2
Indicadores del Mercado Laboral Urbano

Año	PEA (%) (1)	Empleo (%) (2)	TD (%) 3	SALARIOS REALES (1990= 100)			PIB (%) (7)	Productividad (%)		Gini (10)
				Min. Legal (4)	Indus. (5)	Const. (6)		laboral (8)	Multifact. (9)	
1990	2.1	1.4	10.5	106.8	103.5	—	4.3	3.3	1.3	0.433
1991	5.3	5.7	10.2	102.7	100.0	—	2.0	-2.2	-1.6	0.454
1992	5.6	5.6	10.2	101.5	99.5	97.2	3.8	-1.1	-2.0	0.470
1993	1.8	3.6	8.6	102.2	105.0	102.3	5.3	1.9	1.1	0.476
1994	2.6	2.2	8.9	100.3	106.0	111.8	5.7	4.1	1.6	0.470
1995	—	—	8.8	99.5	106.9	112.6	5.3e	2.9	0.7	0.472

Fuentes: (1) (2) (3) Reyes A. (1995) Series de empleo para siete ciudades. (4) (5) (6) DANE, Indicadores de coyuntura, marzo de cada año. (7) Cuentas Nacionales, DANE. (8) (9) Clavijo S. (1995). (10) *GINI* del ingreso individual de ocupados, con base en EH-DANE en siete ciudades en los marzo de cada año (este estudio).

de la demanda se redujo substancialmente la absorción de mano de obra, en buena parte por sustitución de trabajo por capital en los procesos productivos⁹, y por aumentos de la productividad laboral. Por el lado de la oferta se reduce significativamente el ritmo de crecimiento de la población económi-

camente activa, superando la desaceleración del empleo. Como resultado de estos cambios, la tasa de desempleo se reduce significativamente a partir de 1993 y los salarios reales comienzan a crecer. La economía se expande a ritmos por encima del 5% anual entre 1993 y 1995 (véase cuadro No. 3.2).

9 Véase por ejemplo los análisis laborales recientes en Coyuntura Económica de Fedesarrollo.

Dos factores debieron tener una influencia significativa para explicar el por qué se detuvo el proceso de deterioro de la distribución de los ingresos laborales. Por un lado, el proceso de recomposición del empleo, en el período 1990-1992 y a mediados de 1993, debió de estar terminado, sobre todo, teniendo en cuenta la expansión del mercado interno que hizo innecesario continuar con él. Por otro lado, el aumento en los salarios reales en sectores como la industria y la construcción mejoraron la situación de los empleados de más bajos ingresos. La desaceleración en el ritmo de crecimiento de la oferta de trabajo, pudo haber contribuido a la recuperación de los salarios reales a partir de 1993.

B. Distribución del ingreso familiar

La distribución del ingreso familiar urbano sigue un patrón temporal muy similar al de la distribución de ingresos individuales de ocupados. Se deteriora entre 1990 y 1993 y mejora marginalmente entre 1993 y 1995. Esta distribución es más desigual que la de los ingresos individuales, dada la combinación de prácticas de formación

de hogares entre personas del mismo estrato social y el aumento en las tasas de participación laboral con el nivel de ingreso familiar, tal como se refleja en el número de ocupados por hogar y el *decil* de la distribución de ingresos familiares. Influye también en esta comparación el comportamiento de los ingresos no laborales del hogar, que están contemplados en la distribución de ingresos familiares, pero no en la distribución de ingresos individuales.

Efectivamente, en el período 1990-1995, el número de ocupados por hogar ha sido mayor a mayores niveles de ingreso familiar (véase cuadro No. 3.3). La relación de causalidad, sin embargo, no es fácil de establecer. Un aumento en el número de ocupados por hogar aumenta el ingreso del hogar y lo coloca en un *decil* superior de la distribución de ingresos; pero, por otro lado, los individuos más productivos y que potencialmente pueden obtener mayores ingresos en el mercado de trabajo, tienden a participar más en la fuerza de trabajo que los individuos menos productivos. Esto también hace aumentar la participación con el nivel de ingreso del hogar.

Cuadro N°. 3.3
Ocupador por hogar

Decil	1990	1991	1992	1993	1994	1995
1	1.53	1.48	1.49	1.58	1.46	1.46
2	1.56	1.65	1.61	1.62	1.63	1.60
3	1.69	1.78	1.76	1.84	1.76	1.78
4	1.76	1.86	1.82	1.84	1.79	1.79
5	1.84	1.90	1.88	1.90	1.86	1.88
6	1.88	1.86	1.90	1.89	1.86	1.88
7	1.91	1.87	1.91	1.91	1.91	1.89
8	1.86	1.94	1.89	1.90	1.94	1.94
9	1.96	1.86	1.95	1.98	1.95	2.00
10	1.91	1.87	1.92	1.92	1.98	1.91
A) 20% Inferior	1.54	1.56	1.56	1.60	1.54	1.53
B) 20% superior	1.93	1.86	1.93	1.95	1.97	1.95
C) (B) / (A)	1.25	1.19	1.24	1.22	1.27	1.28

Fuente: Encuestas de Hogares DANE en siete ciudades.

C. Distribución del ingreso familiar *per capita*

El ingreso familiar *per capita*, que se obtiene de dividir el ingreso total del hogar por el número de miembros del hogar, está aún peor distribuido que dicho ingreso familiar, como se mostró en el Cuadro No. 3.1. La razón funda-

mental es que el tamaño de la familia tiende a disminuir a medida que aumenta el ingreso familiar. Efectivamente, de acuerdo a las encuestas de hogares del DANE, en siete ciudades, muestra que mientras el tamaño promedio de familia en el primer decil está por encima de cinco personas por hogar, en el decil superior

Cuadro Nº 3.4 Personas por hogar						
Decil	1990	1991	1992	1993	1994	1995
1	5.68	5.33	5.33	5.28	5.27	5.20
2	5.20	5.23	5.08	5.09	4.68	4.55
3	4.98	4.71	4.62	4.50	4.72	4.63
4	4.81	4.67	4.79	4.79	4.35	4.44
5	4.48	4.49	4.31	4.20	4.51	4.35
6	4.49	4.28	4.33	4.23	4.18	4.25
7	4.26	4.20	4.00	4.08	3.81	3.77
8	3.75	3.70	3.61	3.59	3.90	3.70
9	3.56	3.55	3.51	3.60	3.45	3.47
10	3.31	3.09	3.07	3.04	3.15	3.05

Fuente :Encuestas de Hogares DANE en siete ciudades.

escasamente supera las tres personas. Este porcentaje decrece monótonamente con el nivel de ingreso (véase cuadro No. 3.4).

III. Efecto de varias opciones metodológicas en los cálculos de índices de desigualdad

Además de la corrección por censuramiento de ingresos y del

cálculo de los índices de desigualdad de *Gini*, para el ingreso individual de ocupados, el ingreso familiar y el ingreso familiar *per capita*, incorporados todos en los resultados que se presentaron en el capítulo anterior, se realizaron algunos análisis adicionales para ver la sensibilidad de los resultados a otras opciones metodológicas, ejemplo, hacer imputaciones de ingreso con un modelo de capital humano a los

casos con datos faltantes, incluir o no en los cálculos a los perceptores que reportan cero ingreso. A continuación se presentan los resultados de estos análisis de sensibilidad.

A. Corrección por censuramiento de ingresos

El Cuadro No. 4.1 presenta el efecto de la corrección por censuramiento de ingresos en la

estimación de los coeficientes de desigualdad de *Gini* para los ingresos individuales, los ingresos familiares y el ingreso familiar *per capita* en el período 1990-1995, calculado como la diferencia entre el *Gini* con corrección por censuramiento y el *Gini* sin corrección por censuramiento. Dos patrones emergen: por un lado, el problema del censuramiento se hace cada vez más grave con el ritmo de inflación de ingresos. En 1993, que fue el año crítico, este

Cuadro N° 4.1									
Efecto de la Corrección por Censuramiento de Ingresos en la Estimación de los Coeficientes de desigualdad de <i>Gini</i>									
Marzo de:	ingreso individual ocupados			Ingreso familiar total			ingreso familiar <i>per capita</i>		
	Sin	Con	Diferencia	Sin	Con	Diferencia	Sin	Con	Diferencia
1990	0.427	0.433	0.006	0.461	0.467	0.006	0.489	0.496	0.007
1991	0.444	0.454	0.010	0.467	0.476	0.010	0.513	0.523	0.010
1992	0.447	0.470	0.022	0.472	0.494	0.021	0.513	0.535	0.022
1993	0.447	0.476	0.029	0.473	0.501	0.027	0.518	0.547	0.029
1994	—	0.470	—	—	0.492	—	—	0.523	—
1995	0.468	0.472	0.004	0.488	0.492	0.004	0.522	0.526	0.004

Sin = Sin corrección; Con = Con corrección

problema significó una subestimación de la desigualdad en aproximadamente de un 2.8 puntos en el *Gini*, equivalente a un 5 ó 6% del valor ajustado. Por otro lado, el efecto del censuramiento es muy similar en las tres variables de ingreso analizadas: el ingreso individual de ocupados, el ingreso familiar total y el ingreso familiar *per capita*.

B. Imputación de ingresos a casos con datos faltantes

Para analizar los resultados básicos de Lasso y Moreno (1993), donde hicieron imputaciones de ingreso por datos faltantes, mediante la utilización extensiva de un modelo de capital humano y que a su vez han sido utilizados por casi todos los investigadores del tema en los últimos años, se replicó la metodología utilizada por ellos, con los resultados que se presentan en el Cuadro No. 4.2.

Tres conclusiones emergen de este cuadro:

Primero, la imputación de ingresos tiene como efecto reducir significativamente la medición de la desigualdad, por las razones

anotadas anteriormente, asociadas con el hecho de que la dispersión de los ingresos imputados es menor que la dispersión de los ingresos efectivamente declarados por personas con las mismas características socio-ocupacionales. Esta es la razón por la cual no se hizo esta imputación en los resultados reportados. Adicionalmente, la subestimación de la desigualdad con este procedimiento es del mismo orden de magnitud de la subestimación por censuramiento de los altos ingresos. Entonces, hacer simultáneamente las dos correcciones dejaría la medición de la desigualdad prácticamente inalterada.

Segundo, los cálculos realizados muestran que esta subestimación tiene un sesgo creciente entre 1990 y 1993, que se corrige parcialmente en 1995, cuando se amplía el campo para reportar los ingresos a siete dígitos. Lo anterior sugiere que esta corrección también está afectada por el problema de censuramiento de ingresos.

Finalmente, los resultados de esta simulación muestran que la subestimación de ingresos por este procedimiento es muy similar en

Cuadro N° 4.2
Efecto de la Imputación de Ingresos a casos con datos faltantes mediante un Modelo de Capital Humano

Marzo de:	ingreso individual ocupados			Ingreso familiar total			ingreso familiar <i>per capita</i>		
	Sin	Con	Dife- rencia	Sin	Con	Dife- rencia	Sin	Con	Dife- rencia
1990	0.433	0.422	-0.011	0.467	0.455	-0.012	0.496	0.482	-0.009
1991	0.454	0.436	-0.018	0.476	0.460	-0.016	0.523	0.502	-0.021
1992	0.470	0.449	-0.021	0.494	0.474	-0.019	0.535	0.512	-0.022
1993	0.476	0.449	-0.027	0.501	0.478	-0.027	0.547	0.514	-0.032
1994	0.470	—	—	0.492	—	—	0.523	—	—
1995	0.472	0.452	-0.020	0.492	0.476	-0.015	0.526	0.508	-0.018

Sin = Sin corrección; Con = Con corrección.

las tres variables de ingreso analizadas.

C. Inclusión de hogares y ocupados sin ingreso

Un ejercicio que tiene algún interés es evaluar el efecto sobre las medidas de desigualdad al incluir o no ocupados u hogares que reporten un ingreso cero. Los resultados obtenidos, como muestra el Cuadro No. 4.3, indican que el efecto de incluirlos es pequeño y, ade-

más, no muestra sesgos sistemáticos a lo largo del tiempo. El efecto es ligeramente mayor en las distribuciones de ingreso familiar que en las distribuciones de ingreso individual.

D. Consolidación de ingresos a nivel familiar

El Cuadro No. 4.4 presenta los efectos de la consolidación de ingresos a nivel familiar y del tamaño de familia sobre la estima-

Cuadro N° 4.3									
Efecto de la Inclusión de Hogares y Ocupados sin Ingreso en la Estimación de los Coeficientes de Desigualdad de <i>Gini</i>									
Marzo de:	ingreso individual ocupados			Ingreso familiar total			ingreso familiar <i>per capita</i>		
	Sin	Con	Dife- rencia	Sin	Con	Dife- rencia	Sin	Con	Dife- rencia
1990	0.422	0.424	0.002	0.455	0.461	0.006	0.482	0.487	0.006
1991	0.436	0.439	0.002	0.460	0.467	0.006	0.502	0.507	0.005
1992	0.449	0.451	0.002	0.474	0.481	0.006	0.512	0.519	0.007
1993	0.449	0.450	0.001	0.474	0.482	0.514	0.514	0.521	0.007
1994	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1995	0.452	0.455	0.002	0.476	0.484	0.008	0.508	0.515	0.007

Sin = Sin inclusión de hogares y ocupados sin ingreso.

Con = Con inclusión de hogares y ocupados sin ingreso.

ción de los coeficientes de desigualdad de *Gini* en el período 1990-1995. Como puede observarse, tanto el efecto de familia como del tamaño del hogar parecen venir reduciéndose a lo largo del tiempo, de tal manera que el efecto conjunto de estos dos fenómenos se viene reduciendo, en consecuencia la desigualdad en la distribución del ingreso familiar *per capita* se acerca a la desigualdad medida sobre el ingreso individual.

Conclusiones

Los cálculos realizados dentro de esta investigación, sobre la evolución de la desigualdad urbana en el período 1990-1995, muestran que la distribución de los ingresos urbanos se deterioró entre 1990 y 1993, pero que a partir de ese año el proceso de deterioro se detiene. En marzo de 1995, de otro lado, se comienza a observar un proceso de mejoría en los indicadores de des-



Cuadro N° 4.4
Efectos de la Consolidación de Ingresos Individuales a Nivel Familiar
y del Tamaño de Familia Sobre la Estimación de los Coeficientes
de Desigualdad de *Gini*

Marzo de:	efecto familia (1)	efecto tamaño del hogar (2)	efecto conjunto (3)
1990	0.034	0.029	0.053
1991	0.022	0.047	0.069
1992	0.024	0.041	0.065
1993	0.024	0.036	0.061
1994	0.023	0.031	0.054
1995	0.020	0.024	0.044

- (1) *GINI* del ingreso familiar total - *GINI* del ingreso individual ocupados.
 (2) *GINI* del ingreso *per capita* - *GINI* del ingreso familiar total.
 (3) *GINI* del ingreso familiar *per capita* - *GINI* del ingreso individual ocupados.

igualdad, que se hace más notorio en la distribución del ingreso familiar *per capita* que en la distribución de los ingresos individuales.

En la primera fase del proceso de apertura (1990-1993), factores como la fuerte expansión de la oferta de trabajo, que presionó los salarios a la baja; la introducción del salario integral; las políticas salariales, seguidas por el sector público, y las medidas de reestructura-

ción laboral, tomadas por algunas empresas del sector privado, tuvieron una influencia mucho mayor en este resultado, que la misma apertura comercial, cuyos efectos reales se comenzaron a manifestar a partir de 1993.

En la segunda fase (1993-1995), la profundización de los efectos negativos sobre la actividad económica de la apertura comercial, en un entorno de revaluación, se vio su-



perada por los efectos en la dirección contraria de la fuerte expansión de la demanda interna. Los salarios reales volvieron a crecer, dada la substitución de trabajo por capital y los aumentos en productividad laboral. Este aumento de salarios debió beneficiar especialmente a los segmentos de menor ingreso.

Como resultado de estos ajustes, en el mercado de trabajo, se detiene el proceso de deterioro en la distribución del ingreso.

Si se comparan los índices de desigualdad de *Gini*, calculados dentro de este estudio para el período 1990-1995 (véase cuadro No. 3.1), con las series de mediciones realizadas entre 1970 y 1989, presentadas en el Cuadro No. 1.1, puede observarse que estas series empatan bastante bien, aunque, por las razones aludidas anteriormente, los índices calculados al final de la década subestiman la desigualdad al no corregir dado el problema de censuramiento de ingresos en las cifras reportadas por el DANE. Esto, sin embargo, significa que es muy probable que la desigualdad real en 1988, por ejemplo, hubiera sido mayor que la reportada; lo cual, comparado con 1990, indica-

ría que la distribución entre 1988 y 1990 claramente no empeoró aunque muy posiblemente mejoró, y que el proceso de deterioro realmente se inició en 1991.

El aumento de la inequidad, ocasionado por los procesos de consolidación de ingresos a nivel familiar, escapa al ámbito de las relaciones económicas. Relaciones que explican la distribución de los ingresos individuales, la penetración en los campos de la estratificación social y el cambio demográfico.

Por un lado, la consolidación de ingresos a nivel familiar no necesariamente produce el resultado de deteriorar la distribución del ingreso que se observa en el caso colombiano. En sociedades más igualitarias, como Israel, se ha reportado el efecto contrario, en buena parte, explicado por los altos niveles de participación laboral de los individuos con menores niveles de capital humano, aunado a la mayor igualdad socio-cultural entre su población. Esto permite una alta frecuencia de matrimonios cruzados entre estratos sociales diferentes. Por otro lado, las desigualdades observadas en Colombia en el tamaño del hogar, según niveles de ingreso familiar, ocasiona una

ampliación de las desigualdades medidas en términos del ingreso familiar *per capita*, reflejando el hecho fundamental de que la transición demográfica hacia menores niveles de fecundidad no se ha completado aún en los estratos más pobres de la población. En la medida en que esto se logre y se reduzcan los diferenciales de fecundidad, por estratos socioeconómicos, la distribución del ingreso familiar *per capita* podrá mejorar a un ritmo más rápido.

Referencias

- Altimir O. 1993. *Income distribution and poverty through crisis and adjustment*. Documentos de Trabajo. CEPAL. Santiago de Chile.
- Banco de la República. 1993. *Distribución de ingreso y la pobreza en Colombia: evolución reciente*. Revista del Banco de la República. Bogotá. Notas Editoriales. (Miguel Urrutia). Agosto.
- Banco de la República. 1994. *Distribución de ingreso en Colombia: una nueva estimación*. Revista del Banco de la República. Bogotá. Notas Editoriales. (Miguel Urrutia). Enero.
- Berry, A. y Tenjo, J. 1994. *Efectos en la distribución del ingreso de la apertura y la reforma laboral*. En Sarmiento, L. (Ed.) *Pobreza, Ajuste y Equidad*. Consejería de la Presidencia para la Política Social. Bogotá.
- Berry, A. y Tenjo, J. 1995. *Guessing the income distribution effects of trade liberalization and labor reform in Colombia*. Mimeo. Center for International Studies. University of Toronto.
- Bourguignon, F. 1979. *Decomposable income inequality measures*. *Econometrica*. 47(4). July.
- CEPAL. 1993. *Antecedentes estadísticos de la distribución del ingreso en los años ochenta: Colombia*. En, Series de Distribución del Ingreso. No.11. División de Estudios de Estadística y Proyecciones. Santiago de Chile.
- Clavijo, S. 1995. *La apertura y la productividad*. Coyuntura Económica. No.100. Fedesarrollo. Bogotá. Diciembre.
- Cortés, F. y Rubalcava, R. M. 1982. *Técnicas estadísticas para el estudio de la desigualdad social*. Capítulo 4. El Colegio de México. México.
- Cramer J.S. 1973. *Econometría empírica*. Fondo de Cultura Económica. México.
- Lasso F. J. y Moreno H. 1993. *Perfil de pobreza para Colombia años 1978, 1988, 1991 y 1992: Metodología de ajuste de ingresos de las encuestas de hogares a Cuentas Nacionales y obtención de los índices de pobreza*. Estudio de Incidencia del Gasto Público Social. Misión de Descentralización y Focalización de los Servicios Sociales. DNP. Bogotá. Septiembre.
- Londoño, J. L. 1992. *Capital humano y distribución del ingreso: La experiencia colombiana*. En, Revista de Planeación y Desarrollo. p 13 (2). Septiembre.

Mohan, R. 1984. *An anatomy of the distribution of labor income: A tale of two cities in Colombia*. World Bank. Staff Working Papers. No. 650. Washington.

Moreno, A. 1989. *La distribución del ingreso laboral urbano en Colombia: 1976-1988*. En, Desarrollo y Sociedad. No. 24. Universidad de Los Andes. Bogotá.

Moreno, H. 1995, *Truncamiento de ingresos en las encuestas de hogares: Efecto del truncamiento de los ingresos en las encuestas de hogares sobre los indicadores de distribución de ingreso; particularmente sobre el Gini y la línea de indigencia*. Mimeo. DNP. Bogotá. Noviembre.

Reyes, A. 1988. *Evolución de la distribución del ingreso en Colombia*. En, Desarrollo y Sociedad. No. 21. Universidad de Los Andes. Bogotá. Marzo.

Reyes, A. 1995. *Serie de empleo a nivel nacional 1976-1994*. Mimeo. Fonade/DNP. Abril.

Sarmiento, E. 1993. *Distribución del ingreso se deteriora*. Beneficios del crecimiento recaen sobre los ricos. El Espectador. 21 de noviembre.

Sarmiento, E. 1994. *Mejor distribución del ingreso: Falso milagro*. El Espectador. 13 de febrero.

Sarmiento, E. 1995. *Se hizo el milagro de la distribución del ingreso?*. En, Coyuntura Social. No. 12. Fedesarrollo. Bogotá. Mayo.

