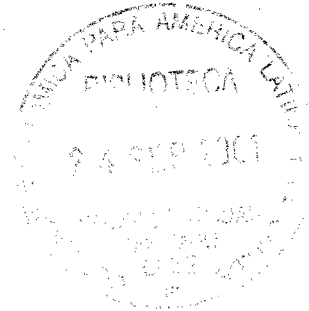


COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE
Oficina de Montevideo



LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN URUGUAY 1986-1999:
ALTERNATIVAS PARA SU MEDICIÓN



NACIONES UNIDAS

LC/MVD/R.182.Rev.3
Julio de 2001

1a. edición, agosto de 2001

El presente documento ha sido elaborado por Marisa Bucheli y Magdalena Furtado, consultoras de la Oficina de CEPAL en Montevideo. Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de las autoras y pueden no coincidir con las de la Organización.

La Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) es un organismo regional de las Naciones Unidas, fundado en 1948 y cuya sede se encuentra en Santiago de Chile. En la CEPAL participan todos los gobiernos de la región y su Secretaría tiene por funciones cooperar y asistir a los países y a la región en su conjunto en el proceso de desarrollo.

La Oficina de CEPAL en Montevideo tiene como funciones colaborar con Uruguay mediante la realización de estudios e investigaciones y la prestación de servicios de asistencia técnica sobre aspectos del desarrollo económico y social. Su dirección es Juncal 1305 piso 10, 11000 Montevideo, Uruguay, donde puede obtenerse información sobre sus publicaciones.

RESUMEN

En el presente trabajo se realiza una reseña de algunas opciones metodológicas previas a la estimación de medidas de desigualdad de los ingresos y, más en general, a los estudios cuantitativos de equidad. Si bien el abanico de controversias sobre alternativas cubre un mayor número de aspectos que los mencionados en este trabajo, se ha optado por escoger aquellas opciones que suscitan mayor atención en la literatura y a las cuales son sensibles los datos uruguayos. Además, se incluye una aplicación para Uruguay en el período 1986-1999.

Las opciones abordadas refieren a las medidas, a la unidad de análisis y al concepto de ingreso. En cuanto a las medidas, se presentan los aspectos teóricos del índice de Gini, de Entropía grado 0 y 1 y cuatro índices de la familia de Atkinson, incluyendo también las formas de cálculo y las diferencias en cuanto a su sensibilidad a las transferencias de ingresos. Asimismo, se estima la serie de cada índice para los años mencionados.

Posteriormente, se analiza la necesidad de tomar en cuenta que un mismo ingreso brinda diferente bienestar a hogares de distinta composición y/o tamaño. En relación al caso uruguayo, se estima el grado de desigualdad de tres distribuciones: del ingreso total del hogar entre hogares, del ingreso per cápita entre hogares y del ingreso per cápita entre personas.

Por último, se hace referencia a dos aspectos relacionados con la variable ingreso. El primero se refiere a la inclusión o no del valor imputado de la vivienda ocupada en propiedad; el segundo, a la realización de ajustes a la información de las encuestas de hogares debido a los problemas de confiabilidad de las declaraciones.

ÍNDICE

	<u>Página</u>
RESUMEN	5
INTRODUCCIÓN	7
I. REPRESENTACIONES GRÁFICAS Y MEDIDAS DEL GRADO DE DESIGUALDAD	9
A. REPRESENTACIONES GRÁFICAS	9
B. ÍNDICES DE DESIGUALDAD	16
II. OPCIONES RESPECTO A LA UNIDAD DE ANÁLISIS Y AL CONCEPTO DE INGRESO	25
A. TAMAÑO Y COMPOSICIÓN DEL HOGAR	25
B. VALOR LOCATIVO	28
C. AJUSTES A LOS INGRESOS DE LAS ENCUESTAS DE HOGARES	28
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	31
ANEXO 1: Medidas de distribución del ingreso per cápita del hogar entre personas (con y sin valor locativo)	33
ANEXO 2: Medidas de desigualdad para distintas unidades de análisis y conceptos de ingreso	34

INTRODUCCIÓN

El objetivo del presente trabajo es realizar una reseña de algunas opciones metodológicas que requieren ser consideradas a la hora de cuantificar el grado de desigualdad en la distribución de los ingresos en una sociedad. Si bien el abanico de alternativas cubre un mayor número de aspectos que los mencionados en este trabajo, se ha optado por escoger aquellos que suscitan mayor atención en la literatura. El interés por analizarlas proviene de que las conclusiones sugeridas por los resultados pueden presentar algunas diferencias según las opciones realizadas.

En el Capítulo I se exponen en primer lugar dos tipos de representaciones gráficas utilizadas en los trabajos que estudian la distribución del ingreso: las estimaciones de las funciones de densidad Kernel y las curvas de Lorenz. Posteriormente, se presenta un conjunto de medidas de desigualdad: el índice de Gini, los índices de Entropía grado 0 y 1 y cuatro índices de la familia de Atkinson.

Estas medidas se diferencian entre sí por involucrar distintos conceptos de equidad. Así, aunque todas ellas recogen el concepto de que la equidad empeora cuando una persona más pobre realiza una transferencia a una más rica, la sensibilidad de cada medida al informar sobre el grado de disminución de la equidad puede diferir en algunos aspectos, tales como la diferencia de ingresos entre prestador y donante o el estrato de ingresos al que pertenecen. Por otra parte, en los hechos, las diferencias entre dos distribuciones de ingreso pueden expresarse a través de transferencias de sentidos opuestos, como por ejemplo, replicar una distribución a partir de otra "transfiriendo" ingresos de la clase media hacia los más ricos y hacia los más pobres. ¿Cuál tipo de transferencia tendrá más peso? Ello dependerá de la medida escogida por lo que, en última instancia, las medidas no son evidentemente mejores a priori sino que responden a diferentes nociones de equidad y deben evaluarse en función del análisis en el cual van a ser utilizadas.

La evidencia para Uruguay muestra que la utilización de diferentes medidas afecta levemente el diagnóstico, en el sentido que el ordenamiento de los diferentes años del período 1986-1999 según su grado de desigualdad es distinto para cada indicador. Para la aplicación al caso uruguayo se utilizó la información proveniente de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) relevadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) entre 1986 y 1999. En el año 1998, el INE introdujo cambios en el relevamiento de la ECH. Básicamente, éstos consistieron en un cambio en el criterio del tratamiento del no contacto, en la actualización del marco muestral, en la exclusión de las localidades pequeñas y en el diseño de una muestra ponderada. Debido a que existen antecedentes de que algunos de estos cambios -en particular los dos primeros- repercutieron en los niveles de ciertos indicadores socio-económicos, tal como sugieren Bucheli y Furtado (CEPAL, 2001), el análisis de las distintas opciones se realiza para la serie homogénea 1986-1997. De todas maneras, se incorpora la información del bienio 1998-1999, la cual sugiere que la evolución de la serie temporal está afectada por los cambios introducidos en el año 1998.

En el Capítulo II se abordan dos aspectos previos a la estimación de la medida de desigualdad o a su representación gráfica: la unidad de análisis y el concepto de ingreso. En la Sección A se analizan los resultados obtenidos a partir de distintas maneras de tomar en cuenta el tamaño del hogar. En términos generales, en los trabajos sobre Uruguay se han utilizado en forma alternativa como unidad de análisis la persona o el hogar y como concepto de ingreso, el total del hogar, el per cápita o alguna medida de ingreso equivalente. En este trabajo, se aplicaron distintas alternativas al período 1986-1999, encontrando resultados que sugieren la existencia de cierta sensibilidad a estas opciones.

A continuación, en la Sección B se estima la evolución del grado de desigualdad, según se incluya o no el valor imputado por el servicio que brinda la vivienda a sus propietarios. La consideración o no del valor locativo conlleva a conclusiones diferentes en cuanto a la evolución de la equidad. En particular, hacia fines del período analizado, el grado de desigualdad de ambas distribuciones diverge, encontrándose una tendencia claramente creciente cuando no se incluye el valor locativo.

Por último, en la Sección C, se hace mención a uno de los problemas más comunes de los datos provenientes de las encuestas de hogares, el cual consiste en la confiabilidad de la información sobre ingresos declarados. Algunas evaluaciones y el impacto de los ajustes propuestos en estudios previos para el caso de Uruguay, son reseñados al final del capítulo.

I. REPRESENTACIONES GRÁFICAS Y MEDIDAS DEL GRADO DE DESIGUADAD

Para analizar los grados de desigualdad de una distribución de ingresos y, en particular, poder comparar distintas sociedades o una sociedad en distintos períodos, suele recurrirse a representaciones gráficas y/o medidas sintéticas. En términos generales, las primeras permiten visualizar la situación de los distintos estratos de ingresos de la población mientras que las segundas resumen en un indicador sintético la información de toda la distribución, permitiendo ordenar diferentes situaciones distributivas. En este capítulo se presentan las gráficas (Sección A) y medidas (Sección B) más utilizadas y una aplicación a los datos uruguayos para el período 1986-1999.

A. REPRESENTACIONES GRÁFICAS

1. ESTIMACIÓN DE DENSIDADES: DISTRIBUCIONES KERNEL

La representación gráfica dada por la estimación de una función de densidad basada en núcleos -conocida más comúnmente con el nombre de Kernel- es la forma más "libre" de visualizar una determinada situación distributiva.¹

Estas curvas tienen su origen en los histogramas. Para construir un histograma, luego de ordenar a la población según sus ingresos, se selecciona un número de ventanas de forma de partir a la población en estratos de ingreso y para cada uno ellos se grafica la frecuencia relativa. Así, la distribución puede visualizarse como una serie de rectángulos cuya base es la amplitud de la ventana (h) y el área de cada uno equivale al peso del número de casos en la ventana (n_v) en el total de observaciones (n). Consecuentemente, la función de densidad correspondiente a un histograma toma la forma:

$$\hat{f}(y) = \frac{n_v}{n h}$$

La visualización de un histograma presenta algunos problemas, en particular cuando se está analizando distribuciones de ingresos. Por ejemplo, habitualmente existen pocos casos en las colas (los estratos ricos y pobres) y una concentración en los rangos intermedios (estratos medios) por lo que la representación es altamente sensible a la opción de la amplitud de la ventana.

Para suavizar este tipo de representaciones puede recurrirse a superponer ventanas (o sea, fijar una ventana en torno a un punto y luego "deslizarla") y, al interior de cada una, ponderar los casos con un criterio tal que el peso de cada uno sea menor cuanto más alejado se encuentre del punto central de dicha ventana. Esta técnica de

¹ La idea de estas funciones de densidad es recurrir a los datos para que estos "hablen por sí mismos" para representar la forma de su distribución.

suavizado es la propuesta por las distribuciones Kernel², de manera que la estimación de la función de densidad (donde y_i es el punto central de cada ventana) toma la forma:

$$\hat{f}(y) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{nh} K\left(\frac{y-y_i}{h}\right)$$

La función K es una función de densidad que depende de la amplitud de la ventana y de la distancia entre la observación y el punto central de la ventana. Esta función puede tener distintas especificaciones, como por ejemplo la especificación normal o la triangular, pero siempre procurando que las observaciones más distantes tengan menor peso.

A su vez, la ventana (o parámetro de suavizado) puede ser de amplitud fija o variable. Cuando se opta por una ventana fija, lo primero a resolver es su tamaño. Cuanto menor es la amplitud, la representación permite visualizar mayor detalle pero ello puede tornarla más confusa (con más ruido). Existen distintos métodos para elegir el tamaño óptimo. Uno de ellos consiste en elegir la ventana que minimiza el error cuadrático medio integrado. El error cuadrático medio mide cuánto se aparta la función estimada de la empírica (la que surge de los datos observados) en un punto; utilizando la integral del error cuadrático medio se obtiene una medida global de dicho error a lo largo de la función, por lo que la minimización de este error es un criterio para la elección de la ventana óptima.

En el caso de las ventanas variables, su tamaño (diferente para cada punto) depende de la densidad de observaciones próximas a ese punto. La ventaja de optar por ventanas variables es que permiten utilizar ventanas pequeñas para intervalos densos y grandes en tramos en que existen pocas observaciones, como es el caso de las colas superiores de las distribuciones de ingresos. Debido a que estas ventanas adaptan el grado del suavizado según la densidad local de los datos, se las conoce también con el nombre de ventanas adaptativas.

Por lo general, las visualizaciones gráficas no difieren sustancialmente con la elección de la especificación de la función Kernel, pero son más sensibles a la opción de la ventana. En la aplicación a los datos de Uruguay se utilizó una ventana fija de tamaño óptimo con la especificación normal para la función K .³ Tal como se señaló, los datos de ingresos utilizados son los provenientes de las ECH relevadas por el INE, habiéndose asignado a cada persona el ingreso per cápita de su hogar (incluida la estimación del valor de la vivienda para los propietarios).⁴ Debido a que se utilizaron datos anuales, esto es, relevados a lo largo de los doce meses de cada año, los ingresos fueron deflactados por el índice mensual de precios al consumo.

La estimación de la densidad de los ingresos fue llevada a cabo aplicando una transformación logarítmica a efectos de suavizar en mayor medida las colas que la parte

² Por mayor detalle de las funciones Kernel, ver Silverman (1992) y Cowell et al (1996).

³ Las estimaciones de densidades Kernel fueron derivadas a través de la utilización del programa de STATA de Nicholas J. Cox. (1999).

⁴ En los años 1991 a 1999, aparece un pequeño número de hogares sin ingreso, los que fueron eliminados. Estos representan menos del 0.03% de los hogares de cada año.

central de la distribución. Así, se trabajó con el logaritmo de los ingresos y luego se los invirtió para volver a la escala de los datos originales aplicando la siguiente transformación:

$$\hat{f}(y) = \frac{1}{y} \hat{f}(\ln y)$$

En la Figura 1 se presentan las estimaciones de las densidades Kernel del ingreso per cápita a precios promedio de 1999 para los años 1986, 1997 y 1999, observándose que las tres son unimodales y asimétricas hacia la derecha.⁵

La representación de 1986 se encuentra por encima de las otras dos para el rango de ingresos inferiores a los \$3.000. Recordando que el área por debajo de una función de densidad entre dos niveles de ingreso indica la proporción de población en ese rango de ingresos, la representación gráfica indica que la proporción de población con ingresos menores a \$3.000 es mayor en 1986 que en los otros dos años. En otras palabras, la representación gráfica se traslada hacia la derecha lo que responde a un aumento de los ingresos que se traduce en un desplazamiento de parte de la población desde el rango de menores ingresos hacia estratos superiores. Mientras, la comparación entre 1997 y 1999 no muestra un traslado generalizado: en efecto, en distintos tramos las curvas se superponen y cruzan sugiriendo traslados poblacionales hacia distintas direcciones (recuérdese que en términos de diagnóstico, estos resultados pueden estar afectados por los cambios introducidos en las ECH en el año 1998).

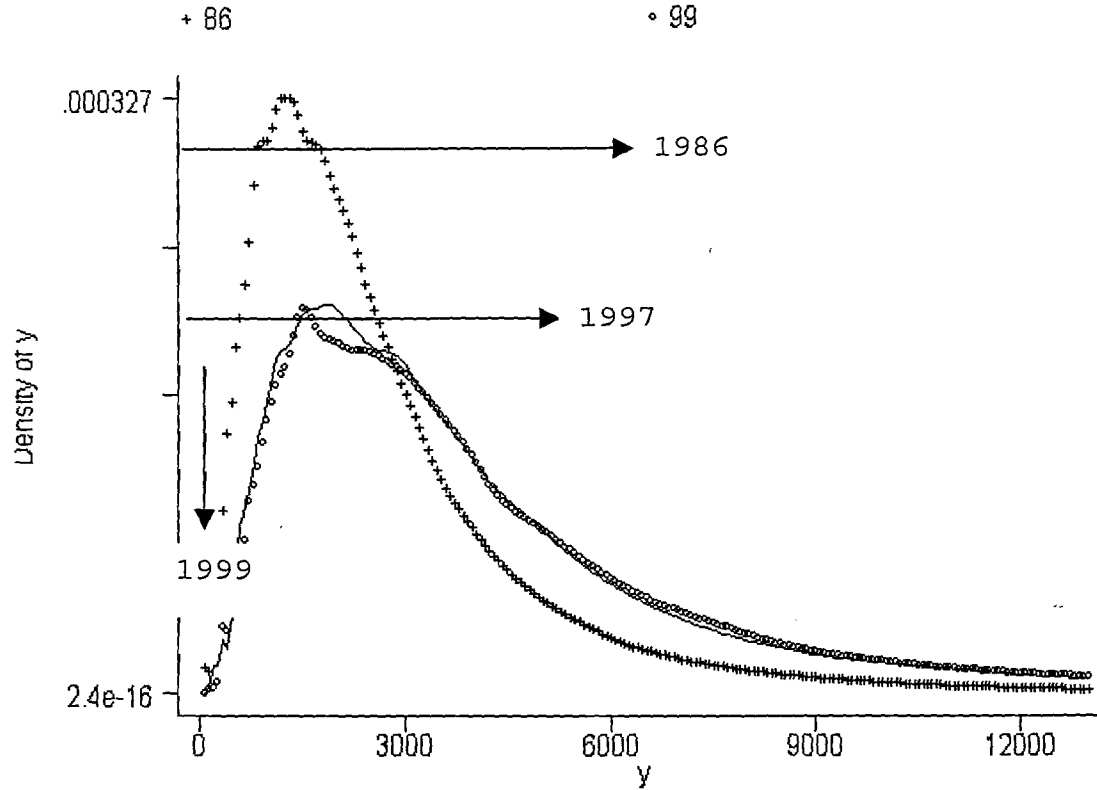
Para visualizar más detalladamente los cambios en la distribución, en particular las pérdidas y ganancias relativas ocurridas a lo largo de distintos rangos de ingresos, es preferible introducir algún tipo de normalización. En la Figura 2, se ilustra una estimación de la función de densidad Kernel en que el ingreso per cápita fue dividido por el promedio del año⁶. Para ingresos inferiores a la mitad del promedio, la representación de 1997 se sitúa a la izquierda de la de 1986 y presenta un pico más alto, indicando una mayor área en los estratos bajos. Así, si bien entre 1986 y 1997 se asiste a un crecimiento de los ingresos *absolutos* reflejado en la Figura 1, en términos de distribución se observa un aumento de la proporción de población en los rangos de menores ingresos *relativos* y una disminución del peso del estrato con ingresos en torno al promedio. Un proceso similar de desplazamiento del estrato en torno al ingreso medio hacia el grupo de menores ingresos ocurre entre 1997 y 1999.

⁵ Si bien todos los ingresos fueron utilizados para estimar la función de densidad, el estrato más alto fue eliminado en la representación ya que el alargamiento de la cola de la derecha afectaba la visualización. Así, la gráfica se realiza hasta un ingreso per cápita de \$13.000 (a precios promedio de 1999), siendo el valor del percentil 95 de \$7158, \$11.835 y \$12.959 en 1986, 1997 y 1999, respectivamente.

⁶ El ingreso promedio es \$2.792 en 1986, \$4.398 en 1997 y \$4.683 en 1999. Nuevamente, si bien todos los casos fueron utilizados para estimar la función de densidad, las personas con más de dos veces el ingreso medio fueron eliminadas de la representación debido a que el alargamiento de la cola de la derecha afectaba la visualización.

Figura 1

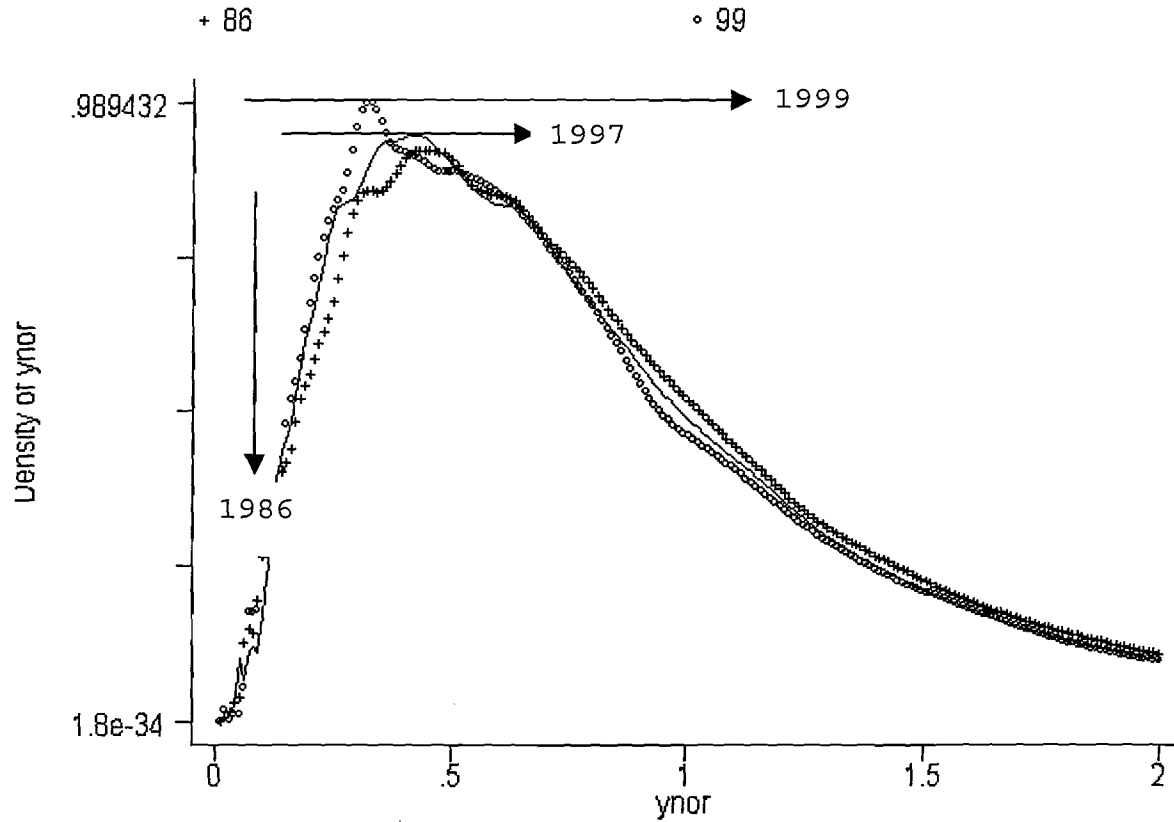
Distribución del ingreso per cápita entre personas: estimación de la función de densidad Kernel. Años 1986, 1987 y 1999.



Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

Figura 2

Distribución del ingreso per cápita entre personas dividido por el promedio de cada año: estimación de la función de densidad Kernel. Años 1986, 1987 y 1999.

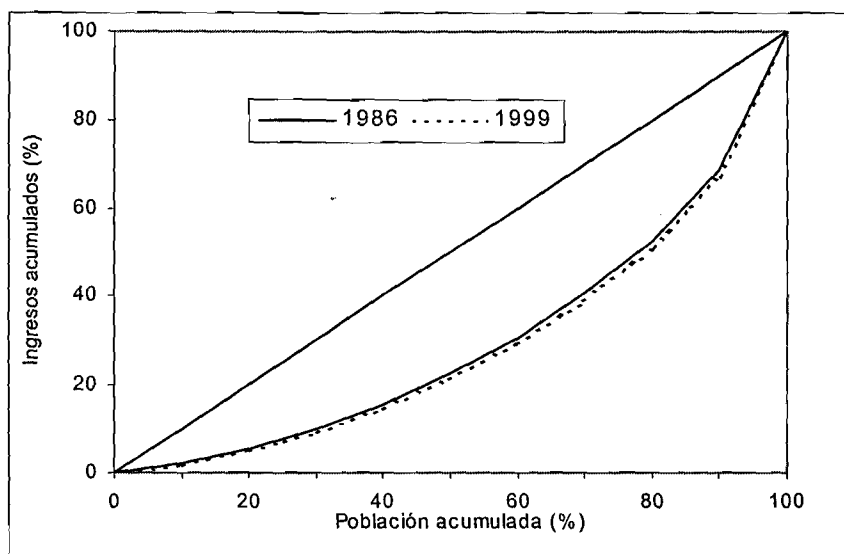


Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

2. CURVA DE LORENZ

La representación gráfica denominada curva de Lorenz constituye un instrumento que permite ordenar distribuciones según su grado de equidad. La curva de Lorenz ilustra la participación acumulada de la población y de los ingresos, y se calcula luego de haber ordenado a la población desde el más pobre al más rico. Así, cuando la igualdad es completa, el 1% más pobre percibe 1% del ingreso; el 20% más pobre, 20%; etc., situación que se representa por la diagonal de la caja representada en la Figura 3. A su vez, cuando existe cierto grado de desigualdad, la curva se sitúa por debajo y cuanto menor sea la equidad, más alejada estará de la diagonal. Finalmente, la representación gráfica del caso extremo de desigualdad total, o sea en que una sólo persona recibe todo el ingreso de la sociedad, se superpone con el eje de las abscisas y el lado derecho de la caja.

Figura 3
Curvas de Lorenz de la distribución del ingreso per cápita entre personas.
Años 1986 y 1999



Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

Al comparar dos representaciones, las curvas pueden o no cruzarse. Cuando no se cruzan, se dice que la curva que se sitúa por encima es dominante en el sentido de Lorenz. Esa dominancia responde exclusivamente a la noción de equidad propuesta por el principio de Pigou-Dalton, esto es, que el grado de desigualdad disminuye cuando, manteniéndose la ubicación relativa de dos personas, existe una transferencia de la más rica a la más pobre.⁷ Este es el caso de las representaciones presentadas en la Figura 3, que ilustran las curvas de Lorenz de las personas en Uruguay en los años 1986 y 1999, a

⁷ Para analizar la respuesta de las medidas a los cambios en la distribución del ingreso, se toma en consideración que la distribución de un período puede reproducirse efectuando transferencias a partir de una distribución de un período anterior.

las cuales se les asignó el ingreso per cápita de su hogar⁸. La segunda se sitúa levemente por debajo de la primera durante todo el recorrido, indicando con ello un mayor grado de desigualdad para 1999, en el sentido de Pigou-Dalton.

Ahora bien, el criterio de dominancia de Lorenz no pudo ser utilizado para ordenar todos los años del período, ya que en varios casos las curvas se cruzaron. Tal como se resume en el Cuadro 1, de las 91 comparaciones posibles de los años comprendidos entre 1986 y 1997, puede estimarse que 41 pares presentaron al menos una intersección entre sus curvas de Lorenz.⁹ Ello significa que el criterio de Pigou-Dalton no alcanzó para comparar 41 de las 91 combinaciones posibles.

Cuadro 1
Dominancia de Lorenz entre los distintos pares de años comprendidos entre 1986 y 1997

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
1986		87	X	X	X	X	86	93	X	86	86	86	86	86
1987			X	X	X	87	87	X	87	87	87	87	87	87
1988				X	X	X	88	X	X	X	X	X	X	88
1989					89	89	89	X	89	X	89	89	89	89
1990						X	90	X	X	X	90	90	X	90
1991							91	X	X	X	X	91	X	91
1992								93	94	X	X	X	X	92
1993									93	93	93	93	93	93
1994										X	94	94	X	94
1995											95	X	95	95
1996												X	X	96
1997													X	97
1998														X
1999														

Nota: El símbolo X significa que las curvas de Lorenz del año-fila y el año-columna se interceptan. Cuando aparece un año, corresponde al de menor concentración de acuerdo al criterio de dominancia de Lorenz.

Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

Los años 1986 y 1988 pueden ser utilizados para ejemplificar la situación de dos curvas que se cruzan, a pesar de que las pequeñas diferencias de sus distribuciones cuestionan la relevancia de la comparación en términos de diagnóstico. En 1986, la participación en el ingreso del 10% más pobre fue levemente menor que en 1988 (1.9% versus 2.1%), al igual que la del 10% siguiente (3.4% versus 3.6%); lo mismo sucedió con la participación del 10% más rico (31.2% versus 32.3%). Ello significa que en 1988 se asistió a una mejora relativa de las posiciones extremas y a un empeoramiento de los rangos intermedios con respecto a 1986. Para algunos analistas, este tipo de alteración puede implicar una mayor desigualdad en 1988 que en 1986; sin embargo, quienes

⁸ Estas curvas fueron construidas con la participación de los deciles de ingreso.

⁹ Cabe señalar que la detección de intersecciones se realizó utilizando la participación de los ingresos en los deciles de la distribución. Es posible que existan más intersecciones al interior de los deciles. Por ejemplo, de acuerdo al índice T, el año 1988 es más desigual que el año 1992 pero no sucede lo mismo para el índice G. Ello debería traducirse en una intersección de las curvas de esos años, lo que no se detecta al analizar los deciles.

tienen una noción de equidad altamente sensible al mejoramiento de los más pobres, preferirán posicionar mejor al año 1988 que al año 1986. Por otra parte, quien atribuya importancia a la distancia de los ingresos deseará tener en cuenta la relación entre los extremos. Esta fue menor en 1988: el cociente del ingreso del 10% más rico y del 10% más pobre cayó de 16 a 15 entre 1986 y 1988. Así, cualquier juicio sobre cuál de los dos años presenta mayor equidad dependerá del peso que el analista desee otorgar a las pérdidas y ganancias de cada grupo, así como al estrato económico de los grupos afectados.

B. ÍNDICES DE DESIGUALDAD

Los estudios de la evolución de la distribución del ingreso, así como los que comparan el grado de desigualdad entre regiones, utilizan diversas medidas entre las cuales las más conocidas son el índice de Gini (G), los índices de entropía grado 0 y 1 (L y T , respectivamente) y los de la familia de Atkinson (A_e). Estas medidas fueron estimadas con los datos de Uruguay para el período 1986-1999, realizándose el análisis de las distintas opciones para la serie homogénea 1986-1997. Ello deriva del hecho que en 1998 todas las medidas presentan un cambio de nivel de una magnitud no registrada en los datos previos de la serie, sugiriendo la existencia de un impacto atribuible a los cambios en el relevamiento de la ECH, que se mantiene en el año 1999.

Tal como se observa en el Cuadro 2¹⁰, entre 1986 y 1997 la serie temporal de cada medida arroja valores muy próximos y a menudo sus diferencias no tienen significación estadística al 95%. La leve variación al interior de cada serie sugiere una estabilidad de la desigualdad a lo largo de los doce años. Sin embargo, en términos generales, cinco de los siete indicadores presentados tienden a tomar valores superiores en la década de los noventa con respecto a los correspondientes a la segunda mitad de los ochenta, y en particular, en los años 1996 y 1997. La excepción la constituyen el índice T , con fuertes oscilaciones, y el Atkinson 0.5 que presenta mayor estabilidad (para una mejor visualización, ver Anexo 1).

Esta primera observación general muestra que las conclusiones que se derivan del uso de distintos índices pueden depender de la medida escogida para el análisis. Más aún, en el Cuadro 3 se constata que al ordenar los distintos años del período según su grado de desigualdad, la posición de cada año depende de la medida seleccionada. Por ejemplo, según la opción realizada, el analista puede concluir que el año de mayor equidad fue 1987, 1988 ó 1993, mientras que, si se considera el período 1986-97, la mayor desigualdad puede ser adjudicada a los años 1988, 1992, 1996 ó 1997.

¹⁰ En la lectura de dicho cuadro debe prestarse especial atención a los porcentajes de variación de cada índice, ya que cada uno de ellos tiene un rango diferente, esto es, las potenciales diferencias entre los valores mínimo y máximo son distintas.

Cuadro 2
Medidas de la distribución del ingreso per cápita del hogar (con valor locativo) entre
personas

Año	G	L	T	A _{0.5}	A ₁	A _{1.5}	A ₂
1986	0.415	0.304	0.319	0.143	0.262	0.367	0.464
1987	0.403	0.284	0.295	0.134	0.247	0.348	0.440
1988	0.415	0.300	0.370	0.148	0.259	0.353	0.435
1989	0.410	0.293	0.328	0.141	0.254	0.351	0.438
1990	0.414	0.298	0.329	0.143	0.258	0.355	0.442
1991	0.415	0.299	0.326	0.143	0.258	0.357	0.446
1992	0.425	0.315	0.334	0.149	0.270	0.374	0.465
1993	0.405	0.286	0.289	0.134	0.249	0.351	0.445
1994	0.418	0.304	0.314	0.143	0.262	0.366	0.457
1995	0.419	0.307	0.312	0.143	0.264	0.370	0.463
1996	0.424	0.315	0.321	0.146	0.270	0.377	0.473
1997	0.425	0.314	0.324	0.147	0.270	0.374	0.465
1998	0.436	0.335	0.342	0.155	0.284	0.394	0.490
1999	0.435	0.329	0.341	0.154	0.280	0.386	0.476

Notas: G: índice de Gini; L y T: índices de entropía grado 0 y 1; A_{0.5}, A₁, A_{1.5} y A₂: índices de la familia de Atkinson.

Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

Cuadro 3
Posición de cada año al ordenar el período según el grado de desigualdad

Posición	G	L	T	A _{0.5}	A ₁	A _{1.5}	A ₂
1	1987	1987	1993	1987/93	1987	1989/93	1988
2	1993	1993	1987		1993		1989
3	1989	1989	1995	1989	1989	1988	1987
4	1990	1990	1994	1986/90/91 /94/95	1990/91		1990
5	1986/88/91	1991	1986			1988	1991
6		1988	1996		1988	1991	1991
7		1986/94	1997		1986/94	1994	1994
8	1994		1991	1986	1995		
9	1995	1995	1989	1996	1995	1995	1986
10	1996	1997	1990	1997	1992/96/97	1992/97	1992/97
11	1992/97	1992/96	1992	1988			
12			1999	1992		1996	1996
13	1999	1999	1998	1999	1999	1999	1999
14	1998	1998	1988	1998	1998	1998	1998

Nota: la posición 1 indica el menor grado de desigualdad.

Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

Obsérvese que aun dando lugar a diferentes ordenamientos, todas las medidas consiguieron realizarlos, lo que no era posible con el criterio de dominancia de Lorenz, o

sea, tomando en cuenta exclusivamente el principio de Pigou-Dalton. Así, una de las ventajas de recurrir a medidas -como las presentadas en el Cuadro 2- es que permiten realizar ordenamientos más exhaustivos, lo cual es posible debido a que ellas agregan alguna condición adicional a la de Pigou-Dalton. Las distintas especificidades en el concepto de equidad de estos indicadores son las que explican el hecho de que se pueda arribar a conclusiones diferentes sobre la evolución de la desigualdad, dependiendo de la medida seleccionada. Estas especificidades tienen que ver con el tratamiento que se da a las transferencias de ingresos implícitas en la comparación de dos distribuciones.

Un detalle de los cálculos y tratamiento de las transferencias de los índices de Gini, de entropía y de la familia de Atkinson se presentan en los Apartados 1, 2 y 3 de la presente Sección. Cabe mencionar que a pesar de sus especificidades, todos ellos cumplen con tres condiciones similares, una de las cuales es el ya mencionado criterio de Pigou-Dalton. En segundo lugar, respetan el principio de independencia de escala, esto es, no dependen del ingreso total de la sociedad. Ello significa que si todos los ingresos de la población varían proporcionalmente igual, la medida no varía.¹¹ En tercer lugar, respetan el principio de población, por el cual la desigualdad es independiente del tamaño de la población: por ejemplo, si se replica una población de tamaño n y se obtiene una de tamaño $2n$, el valor de la medida no varía.

En términos generales, tal como se presenta más adelante, el índice L es más sensible a la cola inferior de la distribución que el índice T. A su vez, el índice A_2 es más sensible a la cola inferior que el $A_{1.5}$, éste al A_1 y, finalmente, el $A_{0.5}$ es el más sensible de los cuatro. La explicitación de las propiedades teóricas permite interpretar las razones por las cuales los índices arrojan distintos ordenamientos y sugieren diferentes conclusiones. En efecto, la comparación de los resultados arroja que cuanto mayor es la sensibilidad del índice a la situación de los estratos más pobres, más claramente se visualiza una tendencia hacia la concentración de los ingresos a finales del período, en el caso de Uruguay (ver Anexo 1).

1. ÍNDICE DE GINI

El índice de Gini (G) es una medida que geométricamente puede visualizarse en términos de la curva de Lorenz como el equivalente a un ratio en que el numerador es el área comprendida entre la recta de equidistribución y la curva, y el denominador, el área por debajo de la diagonal. Así, este índice crece con el grado de desigualdad, tomando valor 0 cuando existe equidistribución y valor 1 en el caso extremo en que solamente una persona recibe todo el ingreso de la sociedad.

¹¹ Es posible distinguir dos grandes criterios sobre la noción de desigualdad según exista una preferencia por ser sensible a las diferencias proporcionales o absolutas entre ingresos. Por ejemplo, ante un crecimiento del 10% de todos los ingresos de la población, las medidas relativas indicarán que la desigualdad no ha variado; en cambio, las medidas absolutas arrojarán un aumento de la concentración por ser sensibles a que el monto del incremento ha sido mayor para los más ricos. Así, los índices estimados y presentados en el presente capítulo pertenecen al conjunto de medidas relativas.

De acuerdo a su fórmula de cálculo, el índice puede definirse como la diferencia promedio -expresada como proporción del ingreso total- entre todos los pares posibles de ingreso en la población. Sea n el número de individuos, y_i el ingreso del individuo i y μ la media de los ingresos:

$$G = (1/2 n^2 \mu) \sum_i \sum_j |y_i - y_j| \quad i, j = 1, \dots, n$$

Esta expresión es equivalente a:

$$G = 1 + 1/n - (2/n^2 \mu) (ny_1 + (n-1)y_2 + \dots + 2y_{n-1} + y_n) \quad y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$$

El índice G puede ser visto como miembro de una familia de medidas de desigualdad $G(\kappa)$ cuando el parámetro κ toma valor 1 (Kakwani, 1986):

$$G(\kappa) = [(n-1)/n (\sum_i i^\kappa - n)] (1/\mu) \sum_i (\mu - y_i) (n+1-i)^\kappa$$

El interés de encontrar una familia para un índice radica en poder tener medidas con propiedades idénticas, excepto en su sensibilidad al estrato de ingresos en que se realizan las transferencias. Esto es, una familia de índices permite analizar las diferencias entre las conclusiones que se derivan de distintos conceptos de equidad. En este caso, dicha sensibilidad depende del valor del parámetro κ . Cuando toma valor 0, la actitud frente al lugar de la distribución en que se realiza la transferencia es neutral. A medida que el parámetro crece, se otorga más peso al estrato más bajo al tiempo que disminuye el peso del más alto.

En el caso de G , la sensibilidad a las transferencias no depende del nivel de ingreso de los involucrados sino de su posición en la distribución. En efecto, tal como se observa en la segunda expresión de su forma de cálculo, la función implícita en G contiene la suma ponderada de diferentes ingresos en la cual las ponderaciones están dadas por su posición en el ordenamiento: por ejemplo, un peso del más rico equivale a dos pesos del segundo más rico.

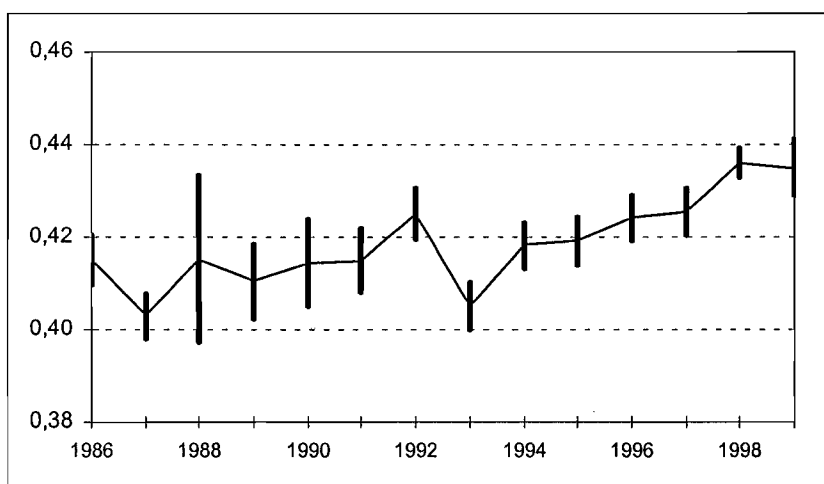
Es posible calcular el peso de una transferencia de la unidad i a la j como $(i-j)/(n^2 \mu)$. Así, el efecto de la transferencia depende del número de personas cuyo ingreso se encuentra comprendido entre el del individuo i y el del individuo j . Nótese que, dado el valor monetario de una transferencia, cuanto más cerca se encuentre la persona i de la moda de la distribución de los ingresos, mayor será el número de individuos entre i y j . Así, considerando un monto fijo de transferencia entre el ingreso máximo y la moda, la intensidad del efecto de esta transferencia aumenta a medida que el ingreso decrece; por debajo del ingreso modal, el impacto comienza a decrecer. En síntesis, el índice de Gini es altamente sensible a lo que ocurre en torno a la moda de la distribución.

La serie G presentada en el Cuadro 2 arroja valores relativamente próximos para los distintos años, así como sucedía con las curvas de Lorenz, por lo que parece importante conocer la significación estadística de las diferencias temporales. En la Figura 4 se presenta el valor de G para todo el período. En cada año, se han unido con barras verticales los límites inferior y superior del intervalo de confianza del valor estimado

calculado al 95%. Para el cálculo del desvío estándar se utilizó el método “bootstrap”, esto es, se replicó el cálculo del índice G para sub-muestras de cada año.¹²

El análisis de los Cuadros 2 y 3 sugería que de acuerdo a este índice, la desigualdad fue mayor en los años noventa que en los ochenta, con excepción del año 1993. Sin embargo, los intervalos de confianza indican que para varias comparaciones, las diferencias de los índices no son estadísticamente distintas de cero al 95%. En particular, el año 1988, que presenta fuertes oscilaciones en el ordenamiento de las distintas medidas, arroja un alto desvío estándar. Así, el diagnóstico parece más acorde con cierta estabilidad del grado de desigualdad.

Figura 4
Valores del índice de Gini e intervalos de confianza al 95%



Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

2. ÍNDICES DE ENTROPÍA

Theil propuso una medida de desigualdad proveniente de la noción de entropía tomada del contexto de la teoría de la información¹³. Si x_i es la participación en el ingreso de la persona i , el índice de Theil se calcula como:

¹² En este caso, fueron realizadas 200 réplicas, número adecuado si se supone -tal como se hizo- que el índice de desigualdad G tiene una distribución normal.

¹³ En términos generales, la teoría de la información está interesada en valorar la ocurrencia de un evento a través de una función que refleje que cuanto menos probable sea un evento, más interesante es saber si efectivamente ocurrió. Ello hace que se defina una función $h(x_i)$ decreciente en x_i , letra con que se denomina la probabilidad de ocurrencia del evento. Una forma funcional que cumple con este requisito es $\ln(1/x_i)$. La información contenida en todas las observaciones de eventos puede resumirse en $H(x) = \sum x_i h(x_i) = \sum x_i \ln(1/x_i)$. Esta expresión es conocida como la entropía de la distribución y mide su “grado de desorden” y de incertidumbre. Tomando una población de tamaño n , si la ocurrencia de cada evento es equiprobable ($x_i = 1/n$) la incertidumbre tomará su valor máximo en $\ln(n)$. Para trasladar estos conceptos a una medida de desigualdad del ingreso, puede interpretarse x_i como la participación en el ingreso del individuo i . El índice de Theil se define como la diferencia entre la igualdad total y la entropía de la distribución: $\ln(n) - H(x)$.

$$T = \sum_i (x_i) \ln (nx_i) = (1/n) \sum_i (y_i / \mu) \ln (y_i / \mu) \quad i = 1, \dots, n$$

El valor de T es 0 cuando existe igualdad completa y crece con la concentración del ingreso, alcanzando su valor máximo en $\ln (n)$.

Adicionalmente, Theil propuso un índice que toma valores entre 0 y $(1 - n \ln (n)) / n$, el cual puede escribirse como:

$$L = (1/n) \sum_i \ln (\mu / y_i) \quad i = 1, \dots, n$$

Nuevamente, es posible identificar una familia de medidas E_θ de índices generales de entropía en que T y L son casos particulares:

$$E_\theta = [1 / (\theta^2 - \theta)] [(1/n) \sum_i (y_i / \mu)^\theta - 1] \quad \theta > 0; \theta \neq 1$$

$$E_\theta = L \quad \theta = 0$$

$$E_\theta = T \quad \theta = 1$$

Así, los índices L y T son actualmente conocidos como de entropía grado 0 y 1, respectivamente.

En términos generales, a medida que θ decrece, la medida es más sensible a las transferencias en los estratos bajos de la distribución y otorga menos peso a las transferencias en los estratos altos; cuando $\theta = 2$, el peso de las transferencias en todos los niveles de ingreso es el mismo.¹⁴ En el caso particular de T , el impacto de una transferencia del individuo i al individuo j es $[1/(n\mu)] \ln (y_i / y_j)$, es decir, es mayor cuanto menor es el ingreso del receptor y cuanto mayor es la distancia entre los ingresos del receptor y donador. A su vez, el impacto sobre L de una transferencia del individuo i al individuo j es $(1/y_j - 1/y_i) / n$. Al igual que T , la variación de L es función del lugar en que ocurre la transferencia, pero su sensibilidad a lo que sucede en los estratos de ingresos bajos es mayor, de forma que tiende a ∞ cuando estos ingresos se aproximan a cero.

Una propiedad que ha tornado atractiva a esta familia es que, a diferencia de G , los índices pueden ser desagregados en forma aditiva en dos componentes que dan cuenta de la contribución de la desigualdad dentro y entre grupos de la población. La descomposición en grupos $g = 1, \dots, m$, donde n_g representa el número de individuos en cada grupo y $\theta > 0$ y $\theta \neq 1$ puede escribirse como:

$$E_\theta = \left\{ \sum_g [(n_g / n) (\mu_g / \mu)^\theta] E_{\theta g} \right\} + \left\{ [1 / (\theta^2 - \theta)] [(1/n) \sum_g n_g (\mu_g / \mu)^\theta - 1] \right\}$$

Para el caso particular de los índices L y T , la descomposición es:

$$L = \left\{ \sum_g [(n_g / n)] L_g \right\} + \left\{ (1/n) \sum_g n_g \ln (\mu / \mu_g) \right\}$$

¹⁴ Cuando $\theta=2$, la medida da el mismo ordenamiento que el conocido índice de Herfindahl, el cual se calcula como la suma de los cuadrados de las participaciones en el ingreso (Cowell, 1995).

$$T = \left\{ \sum_g \left[\left(n_g / n \right) \left(\mu_g / \mu \right) \right] T_g \right\} + \left\{ \left(1/n \right) \sum_g n_g \left(\mu_g / \mu \right) \ln \left(\mu_g / \mu \right) \right\}$$

El primer sumando es una medida de la contribución de la desigualdad dentro de los grupos y es equivalente a la suma ponderada de los índices de cada uno. La ponderación viene dada en el caso de L por la participación de cada grupo en la población y en el caso de T , por la participación en el ingreso total. El segundo sumando es el valor de la medida en el caso en que cada individuo perciba el ingreso promedio del grupo al que pertenece, o sea que concentra su atención en la diferencia entre los grupos.

Para ilustrar la descomposición, se ha desagregado a la población urbana en dos grupos: residentes en Montevideo e Interior urbano. En promedio durante el período, la desigualdad de ingresos dentro de las regiones explica alrededor del 90% del grado de concentración total de ingresos mientras que el restante 10% es explicado por las diferencias entre las regiones (Cuadro 4). La contribución de este último componente crece a lo largo del período, lo cual responde al ensanchamiento de la brecha entre los ingresos medios de cada región: en 1986/91, la relación entre el ingreso medio de la capital y el del Interior urbano fue de 1.6 mientras que en 1992/97 fue de 1.8. A su vez, nuevamente se observa un cambio en 1998 (en este caso, en la tendencia de la contribución de las regiones al grado de desigualdad).

Cuadro 4

Descomposición del índice de Entropía 0 según la contribución de la desigualdad dentro de Montevideo y del Interior urbano y la contribución de la desigualdad entre las dos regiones

Año	Índice T	Contribución de la desigualdad			
		Dentro de los grupos		Entre grupos	
	Valor	Valor	(%)	Valor	(%)
1986	0.304	0.273	89.9	0.031	10.1
1987	0.284	0.255	90.0	0.029	10.0
1988	0.300	0.277	92.6	0.022	7.4
1989	0.293	0.268	91.5	0.025	8.5
1990	0.298	0.273	91.7	0.025	8.3
1991	0.299	0.269	90.2	0.029	9.8
1992	0.315	0.275	87.2	0.040	12.8
1993	0.286	0.247	86.2	0.040	13.8
1994	0.304	0.263	86.4	0.041	13.6
1995	0.307	0.267	86.8	0.040	13.2
1996	0.315	0.271	86.2	0.044	13.8
1997	0.314	0.273	87.0	0.041	13.0
1998	0.335	0.301	89.9	0.034	10.1
1999	0.329	0.292	88.8	0.037	11.2

Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

3. ÍNDICES DE ATKINSON

Los índices de Gini y de entropía miden un concepto estadístico de dispersión lo que fue criticado por Dalton, quien argumentó que el interés del estudio de la distribución del

ingreso era su impacto en el bienestar de la sociedad, por lo que una medida de desigualdad debía incorporar las preferencias de la sociedad. Propuso entonces una medida basada en la pérdida de bienestar ocasionada por la desigualdad de ingresos, idea retomada por Atkinson en una familia de índices en los que la valoración de la desigualdad por parte de la sociedad se explicita mediante un "parámetro de aversión a la desigualdad" ε .¹⁵

La medida de Atkinson se basa en una función de bienestar social (FBS) que cumple con cinco propiedades: i) no decreciente; ii) simétrica; iii) aditiva en funciones de utilidad individuales que dependen del ingreso; iv) estrictamente cóncava con el ingreso de cada individuo; v) elasticidad constante con el ingreso. Estas propiedades se cumplen para una FBS en que las funciones de utilidad son del tipo:

$$U(y_i) = (y_i^{1-\varepsilon} - 1) / (1 - \varepsilon) \quad \varepsilon \geq 0 \text{ y } \varepsilon \neq 1$$

El impacto sobre la FBS de una variación del ingreso de un individuo (Δy_i) es $y_i^{-\varepsilon} \Delta y_i$. Por lo tanto, un aumento del ingreso tiene un efecto positivo sobre FBS (propiedad i), pero cuanto mayor es el ingreso del individuo, menor es el impacto (propiedad iv). De allí el nombre de "parámetro de aversión al riesgo" que se le ha dado a ε . ¿Cuánto menor es el peso de la persona cuando su ingreso crece? La variación del peso es idéntica para todas las personas (propiedad v) e igual a ε . Por ejemplo, si el ingreso crece 1%, su ponderación en la FBS cae $\varepsilon\%$, independientemente del ingreso inicial del individuo.

Un mayor valor de la FBS indica un mayor bienestar social, por lo que la función permite realizar un ordenamiento de las distribuciones de ingresos. Este ordenamiento es idéntico al de la curva de Lorenz cuando éstas no se cruzan, aunque también existen casos en que el resultado es ambiguo ya que, dado ε , el valor de la FBS puede ser idéntico para distintas distribuciones.

Obsérvese que, dado ε , el valor de la FBS para una determinada distribución puede replicarse otorgando una utilidad idéntica a todos los individuos e igual a la utilidad media. A esta utilidad media le corresponde un ingreso individual y_e , el cual será menor que el ingreso medio de la sociedad en estudio debido a la propiedad (iv). Por lo tanto, existe la posibilidad de tener el mismo bienestar social redistribuyendo y disminuyendo el ingreso total de dicha sociedad. Es desde esta línea de razonamiento que surge la familia de medidas propuesta por Atkinson¹⁶:

$$A_\varepsilon = 1 - \left[\sum_i (1/n) (y_i/\mu)^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad \varepsilon \geq 0 \text{ y } \varepsilon \neq 1$$

¹⁵ De acuerdo a la clasificación realizada por Sen (1997), el índice de Atkinson integra la categoría de medidas de desigualdad normativas, en tanto que los índices de Gini y Theil pertenecen al conjunto de medidas positivas por no hacer uso explícito de conceptos de bienestar social.

¹⁶ Atkinson define el "ingreso equivalente igualmente distribuido" (y_e) como el nivel de ingreso per cápita que, en caso de distribución igualitaria, produciría el mismo nivel de bienestar que el de la presente distribución. Cuanto más igualitaria la distribución, más próximo estará y_e de μ . Define por lo tanto el índice como $A = 1 - (y_e/\mu)$.

$$A_\varepsilon = 1 - \exp \left[\sum_i (1/n) \ln (y_i/\mu) \right]$$

$$\varepsilon = 1$$

Así, para una determinada distribución del ingreso, el índice de Atkinson indica qué proporción del ingreso es suficiente para alcanzar el mismo nivel de bienestar pero con igualdad completa. Por ejemplo, un valor de 0.2 indica que se podría alcanzar el mismo nivel de bienestar social con sólo el 80% del ingreso total, si éste fuera distribuido de manera equitativa. Alternativamente, si el ingreso fuera distribuido de manera equitativa, entonces el bienestar social aumentaría en un 20%.

El parámetro ε es una medida del grado de sensibilidad a las transferencias en distintos niveles de ingreso: a medida que crece, mayor es el peso que se atribuye a los estratos bajos. Para ejemplificar el significado de ε , Atkinson (1989) hace referencia a un individuo con el doble de ingresos de otro, a quien se le quita \$1 para darle una proporción x al más pobre, asumiéndose una pérdida del resto (por ejemplo, por gastos de administración de la transferencia). ¿Hasta qué nivel se puede dejar caer x y sin embargo continuar deseando que la transferencia se realice? La respuesta varía según las preferencias del analista: una vez escogida esta proporción, el parámetro ε puede ser obtenido a partir de la relación $1/x = 2^\varepsilon$. Por ejemplo, si se considera que la transferencia debe ser realizada hasta que la proporción sea 50% ($x=1/2$), entonces ε será igual a 1; si se continúa deseando que la transferencia se realice aun cuando la proporción cayera a 25% ($x=1/4$), el ε implícito en esta preferencia tomará valor 2.

La propiedad de que el peso de los estratos bajos crece con el parámetro ε puede ilustrarse con el análisis del ordenamiento de los años del período de estudio según su grado de desigualdad, presentado en el Cuadro 3. Por ejemplo, si el analista es altamente sensible a la situación del 10% más pobre de la población, querrá que el índice escogido recoja que este estrato captó el mayor porcentaje del ingreso total en el año 1988. Si se escoge un valor 0.5 para ε , el año 1988 quedará ubicado en el lugar número once, es decir con un grado de desigualdad alto en comparación con el resto de la serie. Mientras, subirá al sexto y al cuarto puesto con $\varepsilon=1$ y $\varepsilon=1,5$ respectivamente. Finalmente, para $\varepsilon=2$, el año 1988 se ordenará en la primera posición, indicando que es el año con el menor grado de desigualdad de la serie.¹⁷

¹⁷ El ordenamiento de los distintos años indicado por los índices de la familia de Atkinson se aproxima al propuesto por el índice de Gini para valores bajos de ε . Este resultado empírico se ha constatado además para otros países (ver Braun, 1998).

II. OPCIONES RESPECTO A LA UNIDAD DE ANÁLISIS Y AL CONCEPTO DE INGRESO

A. TAMAÑO Y COMPOSICIÓN DEL HOGAR

El estudio de la distribución del ingreso requiere escoger la unidad de análisis, opción que generalmente abarca a los perceptores, familias, hogares (*h*) o personas (*p*). La distribución entre perceptores no es la más apropiada cuando se desea estudiar a la sociedad en su conjunto, ya que ignora que el estándar de vida está asociado, en una inmensa mayoría de los casos, a la posibilidad de compartir ingresos entre distintos individuos. En cuanto al concepto de familia, requiere una definición precisa y, en particular, establecer qué tipo de vínculos familiares entre sus miembros la acotan. Por ello, las personas y los hogares¹⁸ son las unidades de análisis más adecuadas a la hora de estudiar la distribución del ingreso. Cuando se trabaja con personas, debe asignarse a cada una la cuota parte del ingreso del hogar de la cual se apropia, esto es, tomar en cuenta cómo se distribuye el ingreso del hogar entre sus miembros. El supuesto habitual consiste en considerar que el ingreso del hogar se reparte en forma equitativa entre sus miembros: esto es lo que se ha hecho en el Capítulo I al calcular los valores de distintos índices con la distribución del ingreso per cápita entre personas.

Cualquiera sea la unidad de análisis, la comparación de los ingresos de los hogares requiere considerar que éstos difieren en tamaño y, por lo tanto, en necesidades. Si un hogar tiene un ingreso *yh* superior al de otro hogar pero tiene que solventar a un mayor número de personas, su bienestar puede ser menor. Esta observación no es relevante si todos los hogares tienen el mismo tamaño, pero ello no es lo común. En el Cuadro 5, en la columna (1) se presenta el tamaño del hogar para distintos deciles de la distribución del ingreso total entre hogares para el año 1999, obteniendo que el tamaño crece con el ingreso: por ejemplo, el 10% de los hogares más pobres cuenta con un promedio de 2.4 miembros, mientras que el 10% más rico arroja un valor medio de 3.8. Estas relaciones entre tamaño e ingreso vuelven más atractivo recurrir al análisis de la distribución del ingreso per cápita (*ypc*) entre hogares. Tal como surge de la columna (2) del Cuadro 5, en que los deciles corresponden a los de la distribución de *ypc* entre hogares, el tamaño cae con el ingreso per cápita: por ejemplo, mientras que el 10% de los hogares más pobres medidos por su ingreso per cápita se componen de 5.1 miembros en promedio, el 10% más rico se integra de 2.2 personas.¹⁹

La utilización del ingreso per cápita plantea aún algunas limitaciones, ya que las necesidades de dos hogares del mismo tamaño pueden diferir por su composición (individuos de diferente edad, activos o inactivos, etc.). Por otra parte, no toma en cuenta las economías de escala de los hogares grandes en varios rubros del consumo, como por ejemplo en el caso de los bienes durables. Ello ha despertado el interés por estimar

¹⁸ La definición de hogar en Uruguay es similar a la generalmente utilizada a nivel internacional: comprende a las personas que viven solas y se proveen por sí mismas de sus necesidades vitales y a los grupos formados por personas asociadas para solventar estos gastos.

¹⁹ Los tamaños del hogar por decil de la distribución del ingreso total del hogar y por decil de la distribución del ingreso per cápita del hogar son estables durante los catorce años del período 1986-99.

escalas de ingreso equivalente, las cuales apuntan a determinar el nivel de ingreso que brinda similar nivel de vida a hogares de diferente composición y tamaño.²⁰

Cuadro 5

Promedio de personas por hogar en cada decil de las distribuciones del ingreso total entre hogares, del ingreso per cápita entre hogares y del ingreso equivalente entre hogares. Año 1999.

Decil	Tamaño del hogar		
	Ingreso total del hogar (1)	Ingreso per cápita del hogar (2)	Ingreso equivalente del hogar (3)
1	2,4	5,1	4,7
2	2,6	4,2	3,8
3	2,9	3,6	3,4
4	3,1	3,3	3,1
5	3,2	3,0	3,0
6	3,3	2,8	3,0
7	3,5	2,6	2,8
8	3,6	2,5	2,7
9	3,6	2,4	2,7
10	3,8	2,2	2,5
Total	3,2	3,2	3,2

Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

Para ilustrar el efecto del uso de escalas sobre el tamaño, se estimó para el año 1999 un ingreso equivalente para cada hogar resultado de aplicar una escala de adulto equivalente utilizada para la comparación de países de la OCDE. La misma asigna valor 1 al primer adulto del hogar, 0.7 al resto de los miembros con 15 o más años de edad y 0.5 a los de 14 o menos. Tal como se observa en la columna (3) del Cuadro 5, el tamaño del hogar continúa siendo decreciente con este concepto de ingreso: el número promedio de personas en el 10% de hogares con menor ingreso por adulto equivalente es 4.7, valor que cae a 2.5 para el 10% más rico. Obsérvese que las diferencias en el tamaño promedio entre los estratos son menores con respecto a las obtenidas al trabajar con el ingreso per cápita: este tipo de resultados se asocia a la mayor presencia de niños (con ponderación 0.5 en la escala utilizada) en los hogares de menores recursos.

A los efectos de analizar la sensibilidad de los resultados a la unidad de análisis (hogar o personas) y a distintos conceptos de ingreso (total del hogar o per cápita), se escogió el índice de Gini (los resultados para otras medidas de desigualdad se presentan en el Anexo 2). Así, se calculó G para la distribución del ingreso total del hogar entre hogares, del ingreso per cápita entre hogares y del ingreso per cápita entre personas. Asimismo, se estimó una medida denominada *pseudo-gini* que propone una alternativa

²⁰ En Uruguay, estimaciones de escalas fueron realizadas por Vigorito (1996), utilizando la información de la Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares de 1994-95

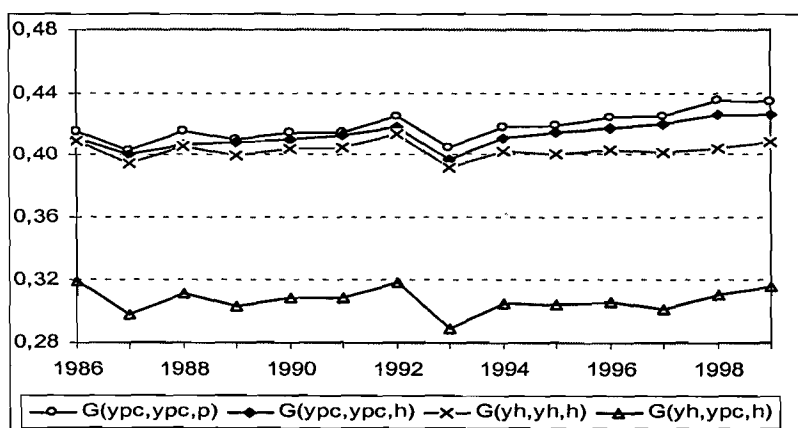
para tomar en cuenta el tamaño del hogar: utilizando la expresión de cálculo de G en que el ingreso debe ser ordenado previamente, la variable de estudio es el ingreso total del hogar pero la población es ordenada según el ingreso per cápita.

En la Figura 5 se presenta la serie G calculada en el Capítulo I, la cual es identificada como $G(ypc, ypc, p)$, expresión en la que las letras incluidas entre paréntesis indican respectivamente, la variable de ingreso considerada, la variable de ordenamiento y la unidad de análisis. Asimismo, se presenta la serie $G(ypc, ypc, h)$, o sea, el valor del índice de la distribución del ingreso per cápita entre hogares. Los valores de esta última serie son levemente inferiores a los de la serie anterior debido a que hay más personas por hogar en los estratos pobres que en los ricos. De todas maneras, ambos índices presentan una evolución similar, indicando una cierta estabilidad del grado de desigualdad con una leve tendencia creciente hacia fines del período.

La evolución de estas dos series es algo diferente a la del índice $G(yh, yh, h)$, en que se prescinde del control del tamaño del hogar. La diferencia radica en que esta última serie presenta mayor estabilidad que las dos anteriores. A su vez, las conclusiones a las que se arriba con esta medida son parecidas a las sugeridas por la serie de $G(yh, ypc, h)$ o *pseudo-gini*, que refiere a la distribución del ingreso per cápita entre hogares habiendo sido éstos ordenados según su ingreso total.

Finalmente, cabe mencionar que no se realizaron los cálculos con la alternativa mencionada acerca de la utilización de escalas de equivalencia. No obstante, Vigorito (1999) estima los índices G , L y T de la distribución del ingreso entre hogares para el período 1986/1997, utilizando las escalas de equivalencia calculadas para Uruguay, encontrando evoluciones próximas a las obtenidas al trabajar con el ingreso per cápita.

Figura 5
Índice de Gini con diferentes controles del tamaño del hogar



Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

B. VALOR LOCATIVO

Tal como ya se ha mencionado, el interés del análisis de la distribución del ingreso se asocia a un intento de medir el bienestar de una sociedad y comparar los estándares de vida de las personas. Si bien es obvio que el ingreso no alcanza para medir bienestar o estándares de vida, parece necesario discutir al menos qué rubros del ingreso deberían ser incluidos y cómo aproximarse a ellos de la mejor manera posible cuando los datos disponibles no los informan. Habitualmente, uno de estos rubros es la renta imputada por propiedad de la vivienda, en el entendido que si bien ser propietario no provee un ingreso monetario, sí brinda un servicio que puede ser valuado por el ingreso neto que se obtendría de alquilarla. Por lo tanto, la imputación de un valor por este servicio parece apropiada si se desea incluir la comparación del bienestar de propietarios y no propietarios. Esta consideración también es válida para los propietarios de diversos bienes durables, pero quizá debido a su menor importancia cuantitativa, la discusión en torno al tema no ha adquirido la misma relevancia.

En Uruguay, cuando el hogar es propietario de la vivienda que habita, la ECH informa sobre su valor locativo, solicitando que el encuestado estime el monto de alquiler que percibiría si la arrendara. La bondad de estas estimaciones realizadas por los hogares dependerá de su grado de conocimiento del mercado de alquileres y de la valoración subjetiva de su vivienda, relacionada con el apego o afecto hacia su casa, vecindario, etc.

La opción de incluir la estimación del valor locativo tiene consecuencias sobre el diagnóstico de la evolución de la desigualdad. En efecto, con excepción del índice T, las dos series presentan valores relativamente similares en los años ochenta, pero divergen a partir de 1993 (ver Anexo 1). Así, el grado de desigualdad en la distribución del ingreso per cápita sin valor locativo entre personas arroja una tendencia creciente hacia fines de los noventa, más aguda que cuando se incluye el valor locativo. Ello significa que si bien la desigualdad de los flujos de ingreso crece hacia fines de los noventa, esta tendencia es contrarrestada por un aumento de la equidad de los valores patrimoniales de la vivienda.

C. AJUSTES A LOS INGRESOS DE LAS ENCUESTAS DE HOGARES

Como sucede con cualquier fuente de información, el análisis de la distribución del ingreso requiere conocer la calidad de los datos de base, lo cual abarca aspectos como la representatividad de la muestra, la tasa de no respuesta, etc. En particular, existe la necesidad de prestar una especial atención a los posibles errores relacionados con la declaración de los ingresos por parte del hogar. Debido a los eventuales sesgos de los no informantes o de las sub o sobre declaraciones, este problema no sólo afecta el valor medio del ingreso de la sociedad, sino que además distorsiona su varianza y por lo tanto los resultados de las mediciones del grado de desigualdad. Por ejemplo, la no respuesta sobre ingresos suele concentrarse entre los más pobres y los más ricos.

Un tipo de ejercicio usual para abordar los problemas de declaración consiste en comparar los ingresos relevados por las encuestas de hogares con sus valores correspondientes en las cuentas nacionales. Si esta información es más confiable que la primera, existe la posibilidad de realizar ajustes para tener una mejor aproximación a la distribución de los ingresos.

En comparaciones realizadas para otros países, se han encontrado algunos patrones comunes en los problemas de declaración y compatibilización de las encuestas de ingresos y cuentas nacionales. Por ejemplo, en un trabajo sobre América Latina, Altimir (1987) encuentra que en estos países las encuestas de ingresos y gastos arrojan valores del ingreso total de los hogares entre un 15% y un 30% inferiores a los de las cuentas nacionales. La desagregación de distintos rubros da cuenta de una sobreestimación de las rentas imputadas por valor locativo y de una subestimación de las transferencias y de los ingresos de los empresarios y de los trabajadores por cuenta propia. Mientras, las discrepancias son menores para los sueldos y salarios, aunque de todas maneras son importantes en el caso de varios países.

En Uruguay, Grosskoff (1991) realiza un ejercicio de compatibilización de este tipo para los años ochenta del cual surge una sub-declaración en la ECH próxima al 25%, en promedio para el período 1983-1988. Amarante y Carella (1997), en un estudio similar para los años noventa, obtienen resultados del mismo orden para los años 1989 y 1990 (23% y 22%, respectivamente); sin embargo, los porcentajes de sub-declaración estimados se reducen a -3%, -9%, 6%, 6% y 6% en los años comprendidos entre 1991 y 1995²¹. Este cambio en el nivel de las discrepancias coincide con una modificación del formulario de la ECH que, al detallar en mayor medida los rubros de ingreso, podría haber permitido una mejor recolección de la información. Sin embargo, una caída de la sub-declaración debería haberse reflejado en un incremento particularmente alto del ingreso medio de los hogares en 1991, lo cual no sucede, dejando planteado el tema de compatibilización de ambas fuentes de información.

Otro ejercicio realizado en Uruguay es la comparación entre la Encuesta de Gastos e Ingresos (relevada en 1994/95) y la ECH. Grosskoff et al (1996) utilizan las declaraciones del valor locativo de la vivienda por parte de los propietarios y el alquiler pagado por hogares de similar decil para proponer una estimación del valor locativo más apropiada que la declarada por los hogares, en el sentido que incorpora información del mercado de alquileres. Sin embargo, los autores concluyen que "el tamaño muestral no resultó suficiente para obtener estimaciones aceptables para algunos cruces de zona, calidad de vivienda y tamaño de la misma", por lo que no se logró una propuesta de imputación.

A su vez, Mendive y Fuentes (1996) estiman que la sub-declaración de la ECH en el ingreso total sin valor locativo es del orden del 11%. Los resultados del análisis, realizado por zona geográfica (Montevideo e Interior urbano) y por quintil de ingreso, fueron recogidos por Amarante y Carella (1997) para ajustar los ingresos declarados en la ECH. Con estos ingresos ajustados, calcularon el índice de Gini para Montevideo y el Interior urbano en los años 1991, 1993 y 1995. En los seis casos, el índice para el ingreso

²¹ El signo (-) significa sobre-declaración.

corregido fue superior en alrededor de 4 puntos porcentuales, pero el ordenamiento por región de los tres años fue similar al obtenido con el ingreso sin ajustar.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Altimir, Oscar (1987). *Income Distribution Statistics in Latin America and Their Reliability*. The Review of Income and Wealth, series 33, number 2, june.

Amarante, V y Carella A. (1997). *Distribución del ingreso: ajuste a las estimaciones tradicionales y una propuesta alternativa*. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República Oriental del Uruguay. Proyecto de la CSIC.

Atkinson, A.B. (1989). *The Economics of Inequality*. Second Edition. Oxford University Press.

Braun, Denny (1988). *Multiple measurements of US income inequality*. The Review of Economics and Statistics, august.

CEPAL, Oficina de Montevideo (Bucheli, Marisa y Furtado, Magdalena) (2001). *Impacto de los cambios introducidos en la Encuesta Continua de Hogares en 1998 sobre los principales indicadores socio-económicos*, LC/MVD/R.189.Rev.1, abril.

Cowell, Frank. A. and Jenkins, Stephen. P. and Litchfield, Julie A. (1996) "The Changing Shape of the UK Income Distribution: Kernel Density Estimates". En Hills, J. R. (ed.) *New Inequalities: the Changing Distribution of Income and Wealth in the United Kingdom*, Cambridge University Press, Cambridge U.K., 49-75.

Cowell, Frank A. (1995). *Measuring inequality*. Second edition. LSE Handbooks in Economics. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.

Grosshoff (1991). *Análisis y ajuste de los ingresos investigados por las Encuestas de Hogares*. Instituto de Estadísticas, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, presentado en el Seminario-Taller sobre la matriz de Contabilidad Social para Uruguay, Banco Central del Uruguay, junio.

Grosskoff et al (1996). *Determinación de la Línea de Pobreza*. En "Aspectos metodológicos sobre medición de la línea de pobreza: el caso uruguayo". Instituto Nacional de Estadística y Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Oficina de Montevideo).

Kakwani, Nanak (1986). *Analyzing Redistribution Policies. A study using Australian Data*. Cambridge University Press.

Mendive C. y Fuentes A. (1996). *Evaluación de la Captación del Ingreso de los Hogares*. En "Aspectos metodológicos sobre medición de la línea de pobreza: el caso uruguayo". Instituto Nacional de Estadística y Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Oficina de Montevideo).

Rossi, José M. *Índices de desigualdade de renda e medidas de concentraçao industrial. Aplicacao a casos brasileiros*. Zahar Editores, Rio de Janeiro, Brasil.

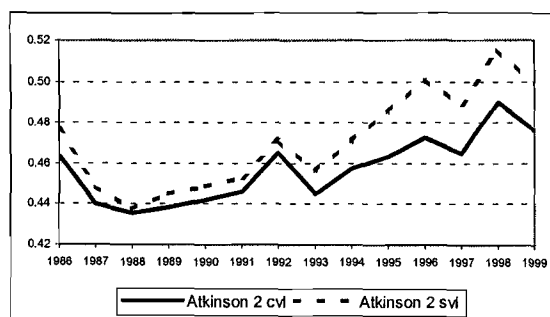
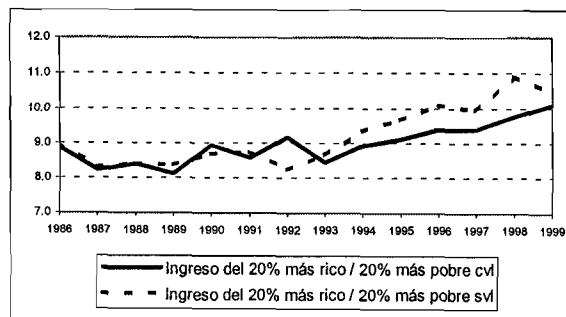
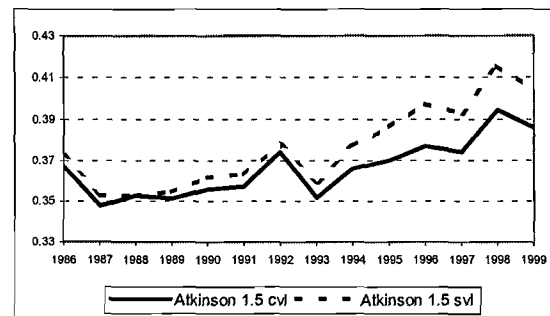
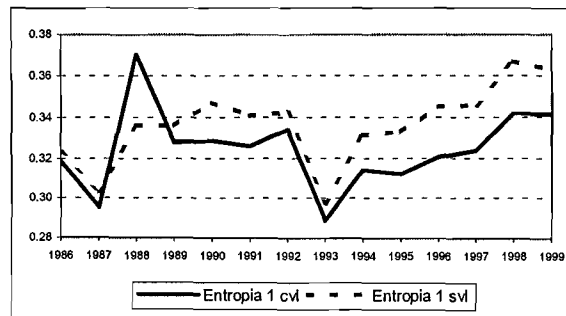
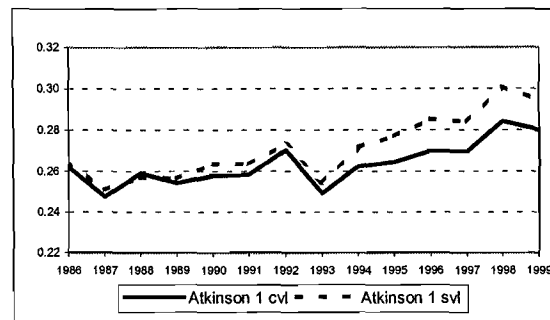
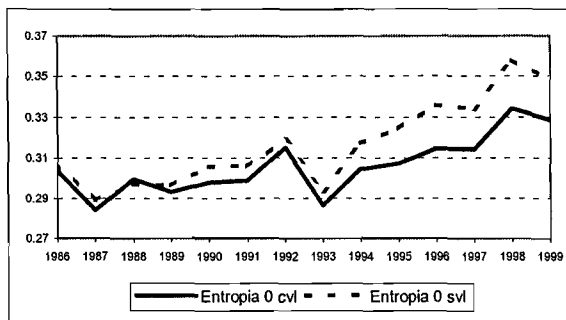
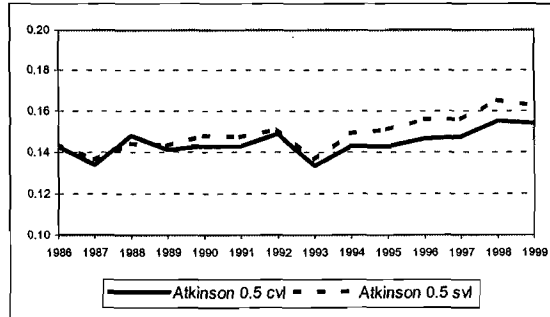
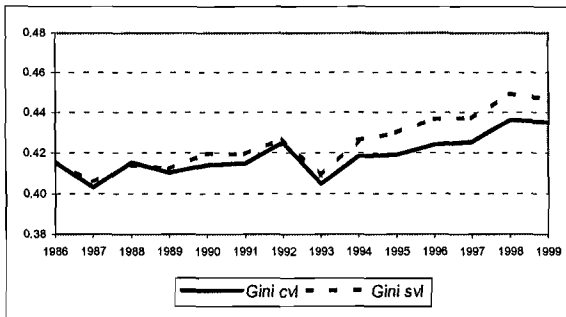
Sen, Amartya. (1997). *On Economic Inequality. Enlarged edition with a substantial annexe*. On "Economic Inequality after a Quarter Century", James Foster and Amartya Sen. Oxford University Press. Expanded edition.

Silverman B.W. (1992). *Density Estimation for Statistics an Data Analysis*. Monographs on Statistics and Applied Probability 20. Cahpman & Hall/CRC, Estados Unidos.

Vigorito, Andrea (1996). *Una estimación de escalas de equivalencia con datos de la Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares 1994/1995*. Trabajo presentado en las Jornadas del Banco Central del Uruguay de 1996. Montevideo.

Vigorito, Andrea (1999). *La distribución del ingreso en Uruguay entre 1986 y 1997*. Revista de Economía del Banco Central del Uruguay, Volumen 6, Nº2.

Anexo 1 - Medidas de la distribución del ingreso per cápita del hogar entre personas (con y sin valor locativo)



Fuente: CEPAL, Oficina de Montevideo, en base a la ECH del INE.

