



El enfoque de la dominancia en el análisis de la pobreza.

Una aplicación al caso de Uruguay

Coral del Río*

Máximo Rossi⁺

* Departamento de Economía Aplicada, Universidade de Vigo, España (crio@uvigo.es).

+ Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay (mito@decon.edu.uy).

ABSTRACT

In the last two decades, the interest in learning about the poverty levels of the different countries has reflected growing concern. This has been partly due to the economic recession and the high rates of unemployment that the western economies have gone through during that period, and partly, because the 80s has proved to be a difficult decade for many developing countries, especially for Latin America where there has been an increase in both the total number of poor people and its percentage in relation to total population.

In the context of Latin America, the case of Uruguay presents some peculiarities of its own. It is a small country (of over three million people) which presents acceptable levels of infrastructure, a public sanitary and educational system and which has been historically known for having some of the best levels of social indicators in the continent (both for per capita income and for poverty and inequality). In the present paper we aim to apply the methodology developed by Jenkins and Lambert (1997) to the study of poverty evolution in urban Uruguay between 1991 and 1997. To do so we shall make use of the information supplied by Continuous Household Surveys conducted by the Statistics National Institute in Uruguay.

RESUMEN

El interés en conocer los niveles de pobreza de distintos países ha crecido en las dos últimas décadas. Esto se ha debido en parte a la recesión económica y a las altas tasas de desempleo que las economías occidentales han manifestado en el período considerado y particularmente al hecho que la década de los 80 ha sido muy difícil para las economías en desarrollo. Especialmente América Latina ha tenido un incremento en el número de individuos pobres y de su porcentaje en relación al total de la población.

En este contexto el caso uruguayo tiene ciertas peculiaridades. Es un país pequeño, que muestra un nivel de infraestructura, salud y educación aceptables y que ha tenido de los mejores niveles de indicadores sociales del continente. En este trabajo se aplica la metodología desarrollada por Jenkins y Lambert (1997) para estudiar la evolución de la pobreza urbana entre 1991 y 1997.

I. INTRODUCCIÓN

El interés por conocer los niveles de pobreza existentes en diferentes países ha resurgido a lo largo de las dos últimas décadas. Esto ha sido motivado, en parte por la recesión económica y las altas tasas de desempleo que las economías occidentales han experimentado durante este periodo, y en parte porque la década de los ochenta se ha revelado como una década desastrosa para un buen número de países en desarrollo, fundamentalmente en América Latina donde se produjo un incremento tanto en el número total de pobres como en su porcentaje en relación con la población total. En este contexto se enmarcan las estimaciones de pobreza elaboradas por Eurostat para diversos países de la Comunidad Europea, cuyas conclusiones han sido utilizadas en la elaboración de políticas sociales comunitarias, o los trabajos financiados por el BID, la CEPAL y el PNUD encaminados a evaluar las consecuencias de la crisis de la deuda desatada por la suspensión de pagos por parte de México en 1982, y los efectos que sobre los niveles de pobreza tuvieron las políticas de ajuste implementadas por buena parte de los países de la región. En cualquier caso, la pobreza ha sido un fenómeno permanente tanto en los países en desarrollo como en los países desarrollados, por lo que el interés político por conocer la magnitud del problema ha impulsado el debate académico centrado tanto en el desarrollo de indicadores específicos para medir este fenómeno como en la realización de estudios empíricos concretos.

En el contexto latinoamericano el caso uruguayo presenta particularidades que lo hacen singular. Se trata de un país pequeño, de aproximadamente tres millones de habitantes, que presenta unos niveles aceptables en infraestructuras, un sistema sanitario y educativo público y que históricamente se ha caracterizado por contar con niveles en sus indicadores sociales situados entre los mejores del continente (tanto en renta per capita como en desigualdad y pobreza). Por un lado, es importante destacar su peculiar situación geográfica que hace que su economía se encuentra enormemente influenciada por la evolución de los dos gigantes del cono sur, Argentina y Brasil, sobre todo en el marco de la creciente apertura de su economía dentro del MERCOSUR. Por otro lado, también es relevante recordar que en 1985 un gobierno democrático retornó al poder, después de doce años de dictadura militar, con la consiguiente presión que sobre las políticas públicas tuvieron las demandas de justicia social y redistribución, latentes y sin posibilidad de expresión en las dos décadas previas.

Recientemente, diversos trabajos y diferentes autores han dirigido su atención hacia el estudio de la desigualdad, la pobreza y la polarización del ingreso en Uruguay desde mediados de los ochenta, tanto en el conjunto de la población como en diferentes particiones consideradas de interés en la explicación del fenómeno.¹ A la luz de sus resultados, la distribución del ingreso en las áreas urbanas de Uruguay no parece haber sufrido grandes modificaciones a lo largo de este periodo al mantenerse relativamente bajos los niveles de desigualdad, lo que históricamente ha caracterizado a la economía uruguaya en el contexto latinoamericano. Sin embargo, es preciso destacar que esta estabilidad, asociada a los ingresos totales, esconde tendencias contrapuestas en la evolución de algunos de sus componentes. Así, se ha producido una notable desconcentración de los ingresos por cuenta propia, a la vez que las rentas salariales y las pasividades muestran una creciente desigualdad en su distribución, como consecuencia de la reforma de las pasividades acontecida durante este periodo y de algunos cambios producidos en el mercado de trabajo que también parecen haber sido los causantes de la progresiva bipolarización de la distribución salarial.

En cuanto a los estudios relacionados con la medición de la pobreza, las conclusiones que

¹ Entre otros podemos citar a Bucheli y Rossi (1992 y 1994), Arim, Furtado y Rama (1996), Arim y Furtado (1999), Vigorito (1999), Bucheli y Furtado (1999), Miles y Rossi (1999), Amarante (2000), Gradín y Rossi (2000).

parecen extraerse de los mismos apuntan a una reducción en sus niveles durante los primeros años de esta década, *compensado* posteriormente por un repunte en los niveles de pobreza, de 1994 a 1997. En cualquier caso debemos preguntarnos por la robustez de este resultado ante las diferentes decisiones metodológicas adoptadas en cada uno de ellos. Como apunta Amarante (2000) en sus conclusiones: "Este resultado se repite al considerar diferentes indicadores, aunque con algunos matices. El índice de Sen muestra estabilidad entre 1996 y 1997, lo que se explica principalmente por la mejora en la distribución del ingreso entre los pobres. Sin embargo el índice de Foster, Geer y Thorbecke, que pondera más las deficiencias de ingresos de los más pobres, muestra un deterioro en el último año del periodo analizado". Así, a pesar de existir una rica literatura que analiza el fenómeno de la pobreza en Uruguay durante este periodo, no contamos con resultados lo suficientemente robustos a la elección del índice de pobreza, ni estadísticos que nos informen sobre la significatividad de los mismos. Y lo que es más importante, no conocemos en profundidad la influencia que han podido ejercer en los resultados otras decisiones metodológicas tan relevantes en este tipo de estudios como la línea de pobreza o la escala de equivalencia utilizada para hacer comparables los ingresos pertenecientes a hogares con diferentes características y necesidades. De esta forma, las tres principales fuentes de ambigüedad a las que todo investigador tiene que enfrentarse a la hora de abordar este tipo de estudios: la elección del índice de pobreza, la elección de la línea de pobreza y la elección de la escala de equivalencia, no aparecen recogidas en ningún estudio sistemático referente a Uruguay.

En cuanto a la primera fuente de ambigüedad, el análisis de la pobreza cuenta con un amplio conjunto de indicadores que satisfacen, en mayor o menor medida, una serie de propiedades consideradas deseables, de forma similar a lo que ocurre en el caso de la desigualdad. La contribución fundamental en el tratamiento axiomático de la pobreza se debe a Sen (1976), donde se proponen las características que todo índice de pobreza debe respetar. Éstas, hacen referencia a consideraciones de Incidencia, en relación al número de personas afectadas por el problema; Intensidad, que requiere que la pobreza aumente cuando la posición económica de los individuos empeora; y Desigualdad, donde se reconoce la necesidad de incorporar cuestiones redistributivas en la medición de la pobreza.

Como apunta Ruiz-Castillo (1987), "dada la dificultad y la ambigüedad de reducir a un escalón un fenómeno tan complejo como la pobreza, no tiene sentido confiar en que un examen de las propiedades formales de un conjunto de índices permita concluir cuál de ellos es el indicador adecuado. Por el contrario, lo razonable en la práctica es estimar primero un abanico de medidas relevantes para el problema que nos ocupa y estudiar posteriormente la robustez de las conclusiones que se obtengan". Por eso, ha sido frecuente la utilización simultánea de diversos índices de pobreza en función de sus propiedades axiomáticas y éticas, entre los que destacan los incluidos dentro de la amplia clase de *Índices del Gap de Pobreza Generalizado* (IGPG). Estos índices son funciones de la distribución de la diferencia entre la renta de cada individuo y la línea de pobreza elegida, y engloban a muchos de los indicadores más empleados como son el índice de tipo "Dalton" de Hagenars (1987), el índice de Watts (1968), el índice tipo 2 de Clark, Hemming y Ulph (1981), o los miembros de la familia de Foster, Geer y Thobcke (1984), entre otros.

Sin embargo, estos métodos habitualmente empleados en la medición de la pobreza no han estado exentos de críticas. Críticas que fundamentalmente se derivan de la diversidad de juicios de valor que afectan a distintas vertientes de la medición, y que sugieren la necesidad de replantearse algunos de los aspectos básicos en los que se sustenta. En Atkinson (1987) se intenta dar respuesta a esta cuestión poniendo en primer plano la importancia de reconocer explícitamente los juicios de valor existentes en los procedimientos de medición que se utilizan. Para ello, el autor plantea la necesidad de reconsiderar la utilización de índices y líneas de pobreza específicas y defiende el empleo de metodologías lo suficientemente generales que permitan alcanzar algún grado de acuerdo, aun cuando los juicios de valor sean diferentes. En esta línea, Atkinson

desarrolla condiciones de dominancia cuyos órdenes parciales resultantes son robustos al nivel de la línea de pobreza y a la medida de pobreza elegida.

La metodología desarrollada por Jenkins y Lambert (1997) profundiza en esta dirección, ofreciendo procedimientos más poderosos a la hora de caracterizar situaciones en las que las distribuciones de la renta pueden ser ordenadas ante una variedad de juicios de valor. Su contribución a la literatura reciente de la medición de la pobreza puede resumirse en cuatro aspectos básicos: 1) definen lo que denominan curvas TIP (*Three "I"s of Poverty*), que sintetizan las tres dimensiones básicas destacadas por Sen (1976): incidencia, intensidad y desigualdad; 2) proporcionan métodos para contrastar la presencia de órdenes de pobreza unánimes cuando se elige una línea de pobreza común, aunque variable, extendiendo y completando los procedimientos desarrollados en Atkinson (1987) y Foster y Shorrocks (1988a y 1988b); 3) obtienen resultados teóricos que relacionan estos criterios de dominancia con órdenes de pobreza unánimes cuando las líneas de pobreza son diferentes y se permite que varíen manteniendo una relación fija entre ellas; y 4) aumentan la robustez del ejercicio, al calcular la distancia máxima entre las dos líneas de pobreza que garantiza la dominancia inicial entre las curvas TIP. O lo que es lo mismo, se estima en cuánto se puede reducir la línea de pobreza de la distribución con mayores niveles de pobreza sin alterar la relación de dominancia inicial, manteniendo constante la línea de pobreza de la otra distribución. De esta forma se supera, al menos parcialmente, la segunda fuente de ambigüedad ya que la elección de la línea de pobreza ya no se revela como una decisión crucial a la hora de interpretar los resultados.

En este trabajo proponemos aplicar estas técnicas para estudiar la evolución de la pobreza en el Uruguay urbano entre 1991 y 1997. Para ello utilizaremos la información que nos suministran las Encuestas Continuas de Hogares elaboradas por el Instituto Nacional Estadística de Uruguay. Además, abordaremos la tercera fuente de ambigüedad mediante el tratamiento detallado de la heterogeneidad de los hogares objeto de estudio bajo distintos supuestos sobre la escala de equivalencia utilizada, esto es, bajo distintas hipótesis sobre las economías de escala presentes en el consumo de los hogares. Asimismo, incorporamos a este contexto procedimientos de inferencia estadística ya existentes en el campo de la desigualdad y desarrollados en Del Río y Ruiz-Castillo (1997). En este punto, planteamos la conveniencia de construir intervalos de confianza sobre las curvas TIP y estadísticos que permitan contrastar hipótesis sobre la igualdad, el cruce o la dominancia entre dos de ellas. De esta forma nos aseguramos que el conjunto de líneas de pobreza obtenido mediante la comparación de estas curvas no recoge efectos derivados de la variabilidad muestral, lo que desvirtuaría las características intrínsecas de las distribuciones de renta poblacionales.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. La sección II presenta el concepto de curva TIP y los resultados teóricos de Jenkins y Lambert (1997) que permiten asociar las relaciones de dominancia entre estas curvas con los índices pertenecientes a la clase de índices del gap de pobreza generalizado, IGPG. A continuación, en la sección III nos detendremos brevemente en algunas cuestiones metodológicas. La sección IV contiene la aplicación empírica de estas técnicas, en la que se comparan los niveles de pobreza al principio y al final del periodo y se hace un estudio de su evolución temporal. En la sección V se incluyen las principales conclusiones.

II. CURVAS TIP DE GAPS DE POBREZA

Como hemos mencionado anteriormente, la metodología desarrollada por Jenkins y Lambert (1997) permite caracterizar situaciones en las que las distribuciones de renta pueden ser ordenadas de manera no ambigua y de forma robusta ante diferentes elecciones sobre la línea de pobreza y el índice de pobreza agregado. Para ello, estos autores definen lo que denominan curvas

TIP, y demuestran que los criterios de ordenación generados por estas curvas se corresponden con los que se obtendrían con la utilización de dos amplias clases de índices de gaps pobreza generalizados, IGPG. En esta sección presentamos el concepto de curva TIP, haciendo especial hincapié en sus propiedades y en los resultados teóricos que permiten asociar las relaciones de dominancia entre estas curvas y las ordenaciones unánimes que se obtendrían con los índices IGPG.

II.1. Curvas TIP y los *Índices del Gap de Pobreza Generalizado (IGPG)*

Supongamos que partimos de un conjunto de individuos $N = \{1, \dots, n\}$, cada uno de los cuales está caracterizado por un número real, x_i , representativo de su posición económica y que denominaremos renta. Denotemos por $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ la distribución de rentas una vez que éstas han sido ordenadas de menor a mayor, de forma que $0 < x_1 \leq \dots \leq x_n$; y sea z un nivel económico crítico denominado línea de pobreza, que nos definirá implícitamente el conjunto de pobres, $T(\cdot)$, constituido por todos aquellos individuos cuya renta no alcanza este nivel; esto es,

$$T(\mathbf{x}, z) = \{i \in N : x_i < z\} .$$

Supongamos que, en los casos que fuese preciso, las rentas ya han sido ajustadas mediante escalas de equivalencia para tener en cuenta las diferentes necesidades de los hogares. Siguiendo a Jenkins y Lambert (1997), sea \mathbf{g}_x el vector de *gaps de pobreza* asociado a la distribución \mathbf{x} y a la línea de pobreza z , donde

$$g_{x_i} = \max \{z - x_i, 0\} .$$

Nuestro interés por este vector se debe a que un gran número de índices de pobreza son funciones de la distribución del gap de pobreza, constituyendo una amplia clase dentro de los conocidos *índices del gap de pobreza generalizado*. Así, con \mathbf{P} haremos referencia a la clase de índices de pobreza que, dada una línea z , son funciones crecientes, invariantes ante réplicas y S-convexas de cualquier vector de gaps de pobreza, \mathbf{g}_x . Estas propiedades aseguran el cumplimiento de los axiomas de Dominio, Monotonicidad, Simetría y Transferencias, explicitadas en Foster (1984). Dirigiéndose, por lo tanto, en la dirección señalada por Sen (1976) sobre la necesidad de incorporar, en la medición de la pobreza, consideraciones de Incidencia, Intensidad y Desigualdad. Por otro lado, un gran número de índices de pobreza relativos son funciones de la distribución del *gap de pobreza normalizado*, \mathbf{x} , donde cada uno de sus miembros se define como,

$$\Gamma_{x_i} = \frac{g_{x_i}}{z} = \max \left\{ \frac{z - x_i}{z}, 0 \right\} .$$

Constituyendo, al igual que ocurría con los índices \mathbf{P} , una amplia clase dentro de los *índices del gap de pobreza generalizado*, que denominaremos \mathbf{Q} . Así, con \mathbf{Q} denotaremos la clase de índices de pobreza que, dada una línea z , son funciones crecientes, invariantes ante réplicas y S-convexas de cualquier vector de gaps de pobreza normalizados, \mathbf{x} . Es sencillo comprobar que $\mathbf{Q} \subseteq \mathbf{P}$.²

² Véase la tabla 1 de Jenkins y Lambert (1998) donde se presentan ejemplos y contra-ejemplos de índices pertenecientes a ambos conjuntos.

Formalmente la curva TIP de gaps de pobreza, $TIP(\mathbf{g}_x;p)$, se define en cada punto p como,

$$TIP: p \rightarrow \frac{\sum_{i=1}^q g_{x_i}}{n} ,$$

donde $p=q/n$, hace referencia al 100· p por ciento de los hogares más pobres, con $0 \leq p \leq 1$. Para cada valor de p , $TIP(\mathbf{g}_x;p)$ representa el gap acumulado por el 100· p por ciento más pobre de la población, dividido por el número total de individuos. Por lo tanto, sólo los individuos pobres dan contenido a estas curvas, ya que en su construcción se desecha la información relativa a los que se sitúan por encima del umbral de pobreza. En la Figura 1 de Jenkins y Lambert (1997), reproducida a continuación, se presenta un ejemplo en el que se muestran las buenas propiedades de este instrumento gráfico. Como apuntan sus descubridores, la curva TIP refleja la incidencia de la pobreza al mostrarnos el percentil en el que se hace horizontal, es decir, la proporción de pobres existente en la población; asimismo, nos informa de la magnitud del problema, al ser la altura máxima alcanzada la suma total de gaps de pobreza dividida por el número total de individuos; y por último, la desigualdad entre los pobres se refleja en el grado de concavidad de su zona curva, ya que la pendiente en cada punto es el gap de pobreza asociado al percentil correspondiente. Así, si todos los gaps de pobreza de los hogares fuesen iguales este tramo de la curva se transformaría en una línea recta, con pendiente igual a $(z-x_i)$.³ (Véase Figura 1 del Anexo).

³ Para profundizar en este tema y conocer las relaciones entre estas curvas y otras existentes en la literatura, remitimos al lector al trabajo original de Jenkins y Lambert (1997).

La curva TIP de gaps de pobreza normalizados, que denotamos por $TIP(\cdot; p)$, tiene las mismas propiedades gráficas y refleja igualmente las tres dimensiones de Incidencia, Intensidad y Desigualdad de los índices agregados.⁴

II.2. Dominancia TIP y órdenes de pobreza

Dadas dos distribuciones de renta, x e y , y dos líneas de pobreza cualesquiera, z_x y z_y , calculemos las curvas TIP asociadas a cada distribución de gaps de pobreza, TIP_{g_x} y TIP_{g_y} . Decimos que la distribución g_y domina en el sentido TIP a g_x , cuando la curva TIP_{g_y} no se sitúa por debajo de la TIP_{g_x} en ninguno de sus puntos. Así, g_y domina a g_x si $TIP(g_y) \geq TIP(g_x)$ para todo p . La dominancia estricta de curvas TIP exige que esta desigualdad sea estricta para algún p .

Con estas nociones de dominancia en la mano, Jenkins y Lambert (1997) encuentran criterios compatibles con los órdenes de pobreza unánimes inducidos por la clase \mathbf{P} , aplicables a un conjunto de líneas de pobreza asociadas a las distribuciones objeto de estudio. De esta forma dan un salto cualitativo en las técnicas de medición de la pobreza existentes, resumiendo en una sola estimación lo que hasta ahora se traducía en múltiples cálculos utilizando diversos índices y líneas de pobreza alternativas.

Así, en primer lugar, los autores demuestran que para cualquier línea de pobreza común, z , la dominancia de g_y sobre g_x según el criterio de las curvas TIP, es condición necesaria y suficiente para asegurar que el nivel de pobreza en x no es superior al existente en y para toda línea de pobreza común igual o menor que z , cualquiera que sea el índice de pobreza elegido perteneciente a \mathbf{P} . Por lo tanto, una vez que encontremos una relación de dominancia a partir de una línea absoluta común, no será necesario volver a comparar ambas distribuciones con líneas de pobreza menores: este resultado nos asegura que las conclusiones se mantendrán inalteradas. Formalmente esto significa que la dominancia TIP de g_y sobre g_x es condición necesaria y suficiente para asegurar que $P(x|z') \leq P(y|z')$ para todas y cada una de las líneas de pobreza comunes $z' \leq z$, y para todos los índices de pobreza $P \in \mathbf{P}$. (Este es el Teorema 1 de Jenkins y Lambert (1998)). Y en segundo lugar, el Teorema 2 demuestra la equivalencia entre la dominancia en el sentido de la curva de Lorenz Generalizada y la dominancia según el criterio de las curvas TIP para todas las líneas de pobreza comunes que sean factibles⁵. El corolario es que si una distribución domina a otra en el sentido de la curva de Lorenz Generalizada, entonces no tiene más pobreza de acuerdo con todos los índices de la clase \mathbf{P} para todas las líneas de pobreza comunes⁶.

Las líneas de pobreza comunes utilizadas hasta ahora proporcionan una visión absoluta del fenómeno que no permite tomar en consideración posibles diferencias en las distribuciones que están

⁴ En versiones previas de su trabajo, Jenkins y Lambert (1995) denotaron a $TIP(g; p)$ como curva de Lorenz Generalizada Invertida (Inversed Generalized Lorenz curve), siguiendo la terminología introducida por Jenkins (1991, 1994). Véase Jenkins y Lambert (1997) para otros usos y nombres de la misma curva en Yitzhaki (1991), Hannah y Kay (1977) y Shorrocks (1993, 1997), así como la relación entre la curva $TIP(\cdot; p)$ y el índice de pobreza de Sen modificado en Shorrocks (1995).

⁵ Para conocer los resultados que se pueden extraer del criterio de dominancia de Lorenz Generalizado, véase Shorrocks (1983).

⁶ Como los autores destacan estos resultados generalizan, en diferentes sentidos, los obtenidos por Atkinson (1987) y Foster y Shorrocks (1988a y 1988b), entre otros.

siendo comparadas. Así, el hecho de que una distribución presente menores niveles de pobreza que otra para una línea de pobreza común no significa que este resultado se mantenga cuando utilizamos líneas diferentes. Es por ello que también nos interesa disponer de herramientas que nos permitan extraer conclusiones de la comparación de distribuciones de gaps de pobreza que tengan en cuenta las diferencias en el nivel de vida de las sociedades objeto de estudio. Naturalmente, el reconocimiento del carácter relativo de la pobreza, que conduce a la utilización de líneas de pobreza diferentes, resulta especialmente interesante cuando queremos comparar niveles de pobreza en países distintos o en diferentes momentos del tiempo para un mismo país. Afortunadamente, dadas dos líneas de pobreza cualesquiera, z_x y z_y , elegidas en la comparación de las distribuciones x e y , la dominancia de y sobre x según el criterio TIP es condición necesaria y suficiente para asegurar, no sólo que x no presentará mayores niveles de pobreza que y para esas dos líneas de pobreza, sino que el resultado se extiende a todos los pares de líneas de pobreza que guarden la misma relación relativa que las iniciales, (rz_x, rz_y) con $r \in (0, 1]$, cualquiera que sea el índice de pobreza elegido perteneciente a \mathbf{Q} . (Éste es el Teorema 3 en Jenkins y Lambert (1998)).

Es más, si esta dominancia es lo suficientemente intensa, existe un margen para reducir la línea de pobreza inicialmente elegida en la construcción de la distribución y , manteniendo su posición dominante sin incurrir en cruces con la distribución original x . Es decir, es posible calcular el rango de valores de z_y^* para los cuales $Q(x|z_x) \leq Q(y|z_y^*)$, para todo índice, Q , perteneciente a \mathbf{Q} . Como subrayan los autores, "los órdenes de pobreza asegurados por el test de dominancia de las curvas TIP son así robustos a cambios en la posición relativa de las líneas de pobreza, en la medida en la cual lo permitan los propios gaps de pobreza".

Así, los métodos de Jenkins y Lambert nos permiten caracterizar todas las situaciones en las que las distribuciones de renta pueden ser ordenadas sin ambigüedad en términos de diferentes elecciones tanto de las líneas de pobreza como de los índices de pobreza agregados. Es más, a diferencia de las curvas de Lorenz en el campo de la desigualdad, las curvas TIP además nos permiten cuantificar las diferencias de pobreza existentes entre las distribuciones objeto de comparación.

III. ASPECTOS METODOLÓGICOS

Al igual que ocurre con las curvas de Lorenz, la dominancia según curvas TIP sólo induce órdenes parciales sobre las distribuciones de gaps de pobreza, por lo que es imposible ordenar de forma concluyente todos los pares de distribuciones factibles según este criterio. Así, la comparación de distribuciones de gaps de pobreza puede producir tres resultados: dominancia, igualdad y no-comparabilidad cuando las curvas se cruzan. La experiencia empírica existente en el campo de la desigualdad y las curvas de Lorenz nos indica que muchos de los cruces observados entre éstas sólo son fruto de la variabilidad muestral, más que un reflejo de verdaderas características poblacionales⁷. Por eso, siempre que el número de observaciones sea lo suficientemente grande, en este trabajo construiremos intervalos de confianza y realizaremos tests de hipótesis para contrastar estadísticamente la igualdad, el cruce o la dominancia entre dos de ellas. Para ello haremos uso de la metodología desarrollada en Del Río y Ruiz-Castillo (1997).

La información utilizada en este trabajo proviene de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay (INE), para los años 1991-1997. Esta fuente presenta ventajas en el estudio de la pobreza pero también inconvenientes. A los problemas ya clásicos, relacionados con la falta de respuesta o la escasa fiabilidad de algunos de los

⁷ Bishop, Formby y Thistle (1989) muestran evidencias en este sentido. Para España esto ha sido corroborado en Del Río y Ruiz-Castillo (1996).

datos (fundamentalmente, la subestimación de los ingresos declarados por los hogares), hay que añadir aquéllos que tienen una especial relevancia al tratar el problema de la pobreza. Nos referimos a la exclusión de los estratos más marginados de la población en el universo muestral: personas que carecen de vivienda, o que residen habitualmente en viviendas no recogidas en el diseño muestral. Recordemos aquí, que esta encuesta sólo recoge información del Uruguay urbano,⁸ lo que probablemente haga que nuestras estimaciones de pobreza estén infravalorando el fenómeno al no recoger la pobreza rural.

También conviene reseñar que en este estudio nos limitamos a utilizar medidas objetivas basadas en variables monetarias, sin incluir cuestiones relacionadas con el grado de frustración o el sentimiento de marginación que toda situación de pobreza conlleva. Por otra parte, y aun reconociendo el carácter multidimensional de la pobreza, seguiremos la pauta de la mayoría de los trabajos existentes y adoptaremos una visión unidimensional a la hora de medir su evolución, concentrando nuestra atención en indicadores globales que recojan la capacidad adquisitiva de los hogares, pero sin hacer referencia a carencias en determinadas vertientes, como la alimentación, la vivienda, la salud, etc.

Finalmente, aún debemos adoptar decisiones sobre cuatro cuestiones importantes: a) la variable escala; b) la escala de equivalencia; c) la elección de la unidad de análisis; y d) los índices de precios.

a) La variable utilizada para aproximar el nivel de vida de los hogares es la suma de los ingresos mensuales de todos sus miembros, ajustados y parametrizados según el mayor o menor peso que queramos conceder a sus economías de escala en el consumo.

b) En este trabajo consideraremos el tamaño del hogar como la única característica diferenciadora éticamente relevante. Así, suponemos que los grupos de hogares con igual número de miembros presentan las mismas necesidades, y por lo tanto son directamente comparables entre sí. Ahora bien, ¿cómo enfrentarse al problema de la comparabilidad del gasto de hogares con diferente tamaño cuando consideramos el total de la población o particiones diseñadas sobre otras características socio-demográficas? Siguiendo a Buhmann *et al.* (1988) y Coulter *et al.* (1992a y 1992b) parametrizamos el procedimiento de ajuste en lugar de elegir una escala de equivalencia particular. De esta forma, es posible estudiar la robustez de los resultados para un amplio rango de valores del parámetro que expresa el peso que se desea otorgar a las economías de escala en el consumo. En nuestro caso, el ingreso ajustado o equivalente del hogar i , $w_i(\theta)$, se define por:

$$w_i(\theta) = \frac{x_i}{(s_i)^\theta}, \quad i=1, \dots, n \text{ y } \theta \in [0, 1],$$

donde s_i es el tamaño del hogar i . Cuando $\theta=0$, el ingreso ajustado coincide con el ingreso original; mientras que si $\theta=1$ estaríamos trabajando con el ingreso *per capita*. En el siguiente epígrafe presentaremos resultados para valores de θ iguales a 0.0; 0.2; 0.4; 0.7; y 1.0. Para completar este análisis y hacerlo comparable con otros estudios empíricos, también se presentan resultados para la escala OCDE (donde para calcular el número de adultos equivalentes del hogar el primer adulto

⁸ Los hogares residentes en localidades consideradas rurales no pertenecen al universo muestral. Esto significa que no estamos considerando alrededor de un 13 por ciento de la población total, a lo largo del período considerado.

pondera 1, los siguientes 0.7 y los menores de 14 años 0.5).⁹

c) La unidad de análisis elegida es el individuo, al que se le asigna el ingreso del hogar al que pertenece, ajustado según la escala de equivalencia elegida en cada caso.

d) Por último, la información correspondiente a los ingresos mensuales de todo el periodo se encuentra expresada a precios constantes de diciembre de 1996, a partir de los Índices de Precios al Consumo elaborados por el INE.

IV. RESULTADOS EMPÍRICOS

IV.1. Tendencias generales en el periodo 1991-1997

Dado que todas las distribuciones de ingresos están expresadas en pesos del mismo año, parece razonable empezar nuestro análisis comparando los niveles de pobreza al inicio y al final del periodo adoptando una línea de pobreza común para las dos distribuciones, situándola por ejemplo en el 50 por ciento del ingreso medio de 1991. La Tabla 1 recoge, para diferentes valores del parámetro α y para la escala OCDE, información relativa al ingreso medio, la proporción de pobres, su cambio porcentual y el gap de pobreza medio en ambas distribuciones. Además, y con el propósito de analizar los cambios que se produjeron en el diseño muestral de la encuesta de 1998,¹⁰ también se presentan los resultados para ese año.¹¹ Lo más destacable en el período 1991-1997 es la ligera disminución que ha experimentado la proporción de individuos pobres, independientemente de la escala utilizada, y que se sitúa entre un 0.7 y un 3.2 por ciento. Sin embargo, el gap de pobreza medio sólo experimenta reducciones para valores de α menores que 0.2. Esto es, salvo que supongamos grandes economías de escala en el consumo de los hogares, una menor proporción de pobres parece estar soportando niveles de pobreza mayores. Este hecho es importante pues como es bien sabido no sólo las medidas de pobreza se ven afectadas por el valor de α ,¹² sino que la composición misma de los pobres es muy sensible a esta elección. Así, es fácil comprobar que a medida que las economías de escala son mayores, los hogares pequeños representan una proporción cada vez mayor dentro de los hogares pobres (y a la inversa). (Véase Tabla 1 del Anexo).

La ambigüedad de los resultados extraídos de la Tabla 1 hacen todavía más interesante la

⁹ En las tablas de resultados, los obtenidos para la escala OCDE se incluyen entre los valores de α igual a 0.7 y a 1.0. La razón se encuentra en las estimaciones realizadas por Jenkins y Cowell (1994) para el Reino Unido y Ruiz-Castillo (1998) para España, donde se comprueba que las economías de escala representadas por la escala OCDE son equivalentes a las que subyacen en valores de α próximos a 0.75.

¹⁰ Básicamente las diferencias en relación a las encuestas elaboradas en los años previos se resumen en cuatro aspectos fundamentales: a) la exclusión de las localidades pequeñas (sólo se consideran urbanas las localidades de más de 5,000 habitantes); b) la inclusión de las localidades conurbadas con Montevideo y ciudades grandes del interior (y que antes tenían entidad propia en el diseño muestral); c) los cambios en el criterio de reposición; y d) el tratamiento dado a Punta del Este.

¹¹ El interés de incorporar esta información está en facilitar comparaciones futuras entre el período 1991-1997 y 1998 en adelante.

¹² En Coulter *et al.* (1992b) se analiza este fenómeno en el caso de la proporción de pobres y su característica forma de U ante incrementos en el valor de α . Estudios centrados en España, como Mercader (1993) y Del Río y Ruiz-Castillo (1997), también lo han verificado.

incorporación de consideraciones de desigualdad en el análisis. Sabemos que el resultado más robusto en cuanto a la elección de línea de pobreza podría extraerse a partir de la estimación de las curvas de Lorenz Generalizadas (LG). Sin embargo, no se produce dominancia entre las curvas LG de ambos años, a pesar de que el incremento en el ingreso medio no es despreciable al situarse entre un 3.4 y un 7.3 por ciento. Así, e independientemente de la escala de equivalencia utilizada, la curva LG de 1997 sólo supera a la de 1991 a partir del quinto decil, situándose por debajo en los niveles de ingreso más reducidos (tal como se muestra en la Figura 2 para la escala OCDE). De todo lo cual se deduce, por tanto, que no podemos afirmar que los niveles de pobreza absolutos hayan disminuido durante este periodo independientemente del índice perteneciente a **P**, la línea de pobreza común y la escala de equivalencia utilizados (Véase Figura 2 del Anexo).

Ante la imposibilidad de obtener resultados más concluyentes, abordemos la estimación de las curvas TIP no-normalizadas (tal como se muestra en la Figura 3 para la escala OCDE). Nuevamente, para valores de α pequeños (esta vez hasta 0.4) se obtienen los mejores resultados ya que ambas curvas TIP son estadísticamente equivalentes, no produciéndose dominancia en ningún sentido. Sin embargo, para la escala OCDE y valores de α mayores que 0.4 la curva TIP de 1997 domina a la de 1991. Luego, bajo estos supuestos, podemos afirmar que de acuerdo a la amplia clase de índices del gap de pobreza generalizado pertenecientes a **P**, la distribución de 1997 presenta mayores niveles de pobreza que la de 1991, para todas las líneas de pobreza menores o iguales al 50 por ciento de la media de 1991.¹³ (Véase Figura 3 del Anexo).

Se constata, pues, que la evolución del porcentaje de pobres no es un criterio determinante en la comparación de curvas TIP. Así, es perfectamente factible la existencia de una curva TIP situada por encima de otra en todos sus puntos, pero cuyo máximo se alcanza en un cuantil menor.¹⁴

La comparación de las curvas TIP de cada uno de los años también permite extraer conclusiones interesantes a partir de la identificación de subperiodos diferenciados. Como se muestra en la Figura 4 y de acuerdo con trabajos anteriores, la economía uruguaya parece haber experimentado un viaje de ida y vuelta, donde el año 1994 representa el punto de inflexión. Así, al fuerte incremento inicial en el ingreso medio, de aproximadamente un 14 por ciento entre 1991 y 1994, le sucede una etapa de recesión que hizo que se perdiera buena parte de ese crecimiento. Dado que la línea de pobreza común elegida se sitúa en un porcentaje de la media de 1991, tanto la proporción de pobres como el gap medio presenta una evolución contracíclica. De la misma forma, en la Figura 5 se constata una evolución similar en las curvas TIP, donde la de 1991 domina a la de 1994 y las de 1996 y 1997 dominan a ambas (Véase Figuras 4 y 5 del Anexo).

¹³ Todos los resultados de este epígrafe referentes a curvas TIP utilizan las técnicas de inferencia estadísticas mencionadas anteriormente.

¹⁴ Un resultado similar es el obtenido por Jenkins y Lambert (1997) al comparar curvas TIP construidas a partir de distribuciones de ingresos monetarios de hogares de Gran Bretaña para el periodo 1979-1988/89. A diferencia del caso español, analizado mediante técnicas similares en Del Río y Ruiz-Castillo (1997, 1999), la década de los 80 muestra un incremento en los niveles de pobreza, aunque la proporción de pobres situados por debajo del 50 por ciento de las renta media de 1979 bajó del 8.1 % en 1979 al 6,9% en 1988/89. Así, al final de la década una menor proporción de personas estaba soportando gaps de pobreza acumulados de mayor cuantía.

Una vez analizada la pobreza absoluta, es preciso incorporar en la noción de pobreza cuestiones relativas al nivel de vida medio en cada momento, para lo cual situamos las líneas de pobreza en el 50 por ciento de la media del ingreso ajustado de cada distribución. En las columnas 1 a 12 de la Tabla 2 se muestran las líneas de pobreza, la proporción de hogares situados por debajo de ese umbral, su cambio porcentual por subperiodos y el gap de pobreza normalizado medio de cada distribución para diferentes valores de r y la escala OCDE (Véase Tabla 2 del Anexo).

Como era de esperar, la pequeña reducción que experimentó en la proporción de pobres cuando utilizamos una línea de pobreza común para ambas distribuciones, ahora no sólo se reduce sino que da paso un incremento en los niveles de pobreza entre el 3.8 y el 9.5 por ciento (constatándose que el gap normalizado medio presenta resultados similares). Así, para cualquier r se aprecia un notable incremento tanto en la Incidencia como en la Intensidad de la pobreza a lo largo del período 1991-1997. Los resultados obtenidos en la comparación de las curvas TIP muestran que, para todos los valores posibles de r , la curva TIP de gaps de pobreza normalizados de 1997 domina a la de 1991 numéricamente y estadísticamente. La Figura 6 nos muestra el caso para la escala OCDE¹⁵. Así, podemos afirmar que la pobreza relativa en 1997 es mayor que en 1991 para todos los índices de gaps de pobreza generalizados pertenecientes a la clase \mathbf{Q} y para todos los pares de líneas de pobreza que conserven la relación inicial. Esto es, cuando trabajamos con la escala OCDE, éste es el caso para todos los pares de líneas de pobreza tales que: $(r \cdot 1,749; r \cdot 1,856)$, con $r \in (0, 1]$. (Véase Figura 6 del Anexo).

Ahora estamos en condiciones de preguntarnos por la robustez de nuestras conclusiones al variar la relación entre las líneas de pobreza utilizadas. Se trata, pues, de cardinalizar las diferencias existentes entre las curvas TIP estimadas. Los resultados obtenidos se resumen en las columnas 3 y 4 de la Tabla 3, donde se presenta el conjunto de valores para la línea de pobreza de 1997 que asegura unos menores o iguales niveles de pobreza en 1991¹⁶, cuando la línea de pobreza de esta última distribución se sitúa en el 50% de ingreso medio. Así, para el caso OCDE, podemos concluir que $Q_{91} \leq Q_{97}$ para todo $Q \in \mathbf{Q}$, y para todas las líneas de pobreza $z_{97} \in [1,670; 1,856]$ con $z_{91} = 1,749$, lo cual significa que la línea de pobreza de 1997 puede situarse en el intervalo $[45\%; 50\%]$ ¹⁷ de su ingreso medio¹⁸. (Véase Tabla 3 del Anexo).

¹⁵ Obsérvese cómo la diferencia entre las curvas TIP de 1997 y 1991 ha aumentado en relación a la existente entre las curvas TIP no-normalizadas de ambos años.

¹⁶ Siempre todo ello en relación a la clase \mathbf{Q} de índices de pobreza de gaps generalizados.

¹⁷ Es de destacar que el extremo inferior del intervalo estimado para la línea de pobreza de 1997 que asegura menores niveles de pobreza al inicio del período, representa una proporción muy similar de la media, independientemente de la escala de equivalencia utilizada, aunque nuevamente para valores pequeños de r el porcentaje de reducción posible se reduce.

¹⁸ Una aproximación dual a la estimación del intervalo de la línea de pobreza que mantiene la dominancia entre las curvas TIP plantea la cuestión en términos del porcentaje en que se puede incrementar el nivel de renta de los

La utilización de bandas de confianza alrededor de las curvas TIP nos permite abrir el abanico de resultados, pues con métodos numéricos este conjunto se reduciría a [1,745; 1,856], o lo que es lo mismo, al intervalo [47%; 50%], tal como se refleja en las columnas 1 y 2.

El análisis de la evolución anual de la pobreza relativa entre 1991 y 1997 presenta a lo largo de todo el periodo una tendencia similar en términos de Incidencia e Intensidad al aumentar ambas año a año (o como mucho permanecer constantes),¹⁹ independientemente del momento del ciclo en que nos encontremos. Así, tanto la proporción de pobres como el gap normalizado medio relativo al nivel de vida de cada periodo, no reducen su nivel ni cuando los ingresos aumentan ni cuando disminuyen. (Véase Figuras 7 y 8 del Anexo).

En cuanto a las conclusiones que podemos extraer de la estimación de las curvas TIP normalizadas (Figura 9), los resultados no deparan grandes sorpresas. Las curvas, tal como se muestran en la Figura 8, se sitúan año a año sistemáticamente por encima de la anterior salvo en el periodo 1996-1997, pero sólo en el periodo 1993-1994 se aprecia una dominancia de 1994 sobre 1993 estadísticamente significativa. (Véase Figura 9 del Anexo).

hogares pertenecientes a la distribución con mayores niveles de pobreza, de forma que se mantenga la dominancia.

¹⁹ El periodo 1996-1997 constituye una excepción ya que a pesar de que aumenta (mínimamente) la proporción de pobres, el gap normalizado medio disminuye.

V. CONCLUSIONES:

Las principales conclusiones del trabajo con respecto a la evolución de la pobreza absoluta y relativa se presentan en los dos puntos siguientes.

1.- Sobre la evolución de la pobreza absoluta

i) Analizando los dos extremos del período 1991-97. fijando la línea en el 50% del ingreso medio de 1991, se encuentra un ligero descenso en la proporción de individuos pobres (entre 0.7% y 3.2%) cualquiera sea la escala de equivalencia empleada. Sin embargo, no se produce dominancia entre las curvas LG de ambos años. La curva LG de 1997 sólo supera a la de 1991 a partir del quinto decil, situándose por debajo en los niveles de ingreso más reducidos. De todo lo cual se deduce, por tanto, que no podemos afirmar que los niveles de pobreza absolutos hayan disminuido durante este periodo independientemente del índice perteneciente a **P**, la línea de pobreza común y la escala de equivalencia utilizados.

ii) Las curvas TIP no normalizadas, para el caso de la escala de equivalencia de la OECD y con valor de α más grande que 0.4, revela que la distribución de 1997 tiene niveles de pobreza más altos que en 1991.

2.- Sobre al evolución de la pobreza relativa

i) Para el análisis de la pobreza relativa se ha fijado la línea de pobreza (para cada año del estudio) en el 50% del ingreso medio ajustado de cada distribución. En este caso, el ligero descenso en la proporción de individuos pobres cuando se usa una línea de pobreza común para las distribuciones de 1991 y 1997, se transforma en un incremento (entre 3.8% y 9.5%) en los niveles de pobreza. En este caso se puede observar un incremento de la Incidencia e Intensidad de la pobreza cualquiera sea la escala de equivalencia empleada.

ii) De la comparación de las curvas TIP de 1997 y 1991, surge que la curva de 1997 domina a la de 1991. Por consiguiente, se puede afirmar que la pobreza relativa en 1997 es mayor que la de 1991 para todos los índices generalizados de la brecha de pobreza que pertenecen a la clase Q y para cada par de líneas de pobreza que mantengan la relación inicial entre ellas.

iii) El análisis de la evolución anual (de 1991 a 1997) muestra un incremento anual en la Incidencia e Intensidad de la pobreza.

REFERENCIAS

Amarante, V. (2000), "Pobreza urbana en Uruguay: 1990-1997", próximo a publicarse como documento de trabajo del Centro Latinoamericano de Economía Humana (CLAEH).

Arim, R. y Furtado, M. (1999), "Pobreza, crecimiento y desigualdad. Uruguay 1991/1997", mimeo.

Arim, R., Furtado, M. y Rama, M. (1996), "Magnitud de la pobreza y distribución del ingreso en Uruguay: un análisis espacial y temporal en el quinquenio 1990-95", IX Jornadas de Economía, Banco Central del Uruguay.

Atkinson, A.B. (1987), "On the Measurement of Poverty", *Econometrica*, **55**: 749-764.

Bishop, J.A., Formby, J.P. y Thistle P.D. (1989), "Statistical Inference, Income Distributions, and Social Welfare", *Research on Economic Inequality*, **1**: 49-82.

Bucheli, M. y Furtado, M. (1999), "La evolución de la participación de las fuentes de ingreso en Uruguay: 1986-1997", mimeo.

Bucheli, M. y Rossi, M. (1992), "Poverty status in Montevideo (Uruguay) in the 1980s", mimeo, Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo.

Bucheli, M. y Rossi, M. (1994), "La distribución del ingreso en Uruguay", Documento de Trabajo, Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo.

Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G. and Smeeding, T. (1988), "Equivalence Scales, Well-Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study Database", *Review of Income and Wealth*, **34**: 115-142.

Clark, S., Hemming, R. y Ulph, D. (1981), "On Indices for the Measurement of Poverty", *Economic Journal*, **91**: 515-526.

Coulter, F., Cowell, F. y Jenkins, S. (1992a), "Differences in Needs and Assesment of Income Distributions", *Bulletin of Economic Research*, **44**: 77-124.

Coulter, F., Cowell, F. y Jenkins, S. (1992b), "Equivalence scale relativities and the extent of inequality and poverty", *Economic Journal*, **102**: 1067-1082.

Del Río, C. y Ruiz-Castillo, J. (1996), "Ordenaciones de bienestar e inferencia estadística. El caso de las EPF de 1980-81 y 1990-91", en *La desigualdad de recursos*. II Simposio sobre Igualdad y

Distribución de la Renta y la Riqueza; Fundación Argentaria, Colección Igualdad, vol. 6, 9-44, Madrid.

Del Río, C. y Ruiz-Castillo, J. (1997), "TIPs for Poverty Analysis. The case of Spain, 1980-81 to 1990-91", Working Papers 97-58, Universidad Carlos III de Madrid; próximo a aparecer en *Investigaciones Económicas*.

Del Río, C. y Ruiz-Castillo, J. (1999), "El enfoque de la Dominancia en el análisis de la pobreza", en *Dimensiones de la desigualdad*, Fundación Argentaria, Colección Igualdad, vol. I, 429-460, Madrid.

Foster, J.E. (1984), "On Economic Poverty: a Survey of Aggregate Measures", *Advances in Econometrics*, **3**: 215-251.

Foster, J.E., Greer, J. y Thobcke, E. (1984), "A class of decomposable poverty indices", *Econometrica*, **52**: 761-766.

Foster, J.E. y Shorrocks, A. (1988a), "Poverty orderings and welfare dominance", *Social Choice and Welfare*, **5**: 179-198.

Foster, J.E. y Shorrocks, A. (1988b), "Poverty Orderings", *Econometrica*, **56**: 173-178.

Gradín, C. y Rossi, M. (2000), "Polarización y desigualdad salarial en Uruguay, 1986-97", próximo a aparecer en *El Trimestre Económico*.

Hagenaars, A. (1987), "A class of poverty indices", *International Economic Review*, **28**: 583-607.

Hanna, L. and Kay, J. (1977), *Concentration in Modern Industry*, Macmillan, London.

Jenkins, S.P. (1991), "Aggregation Issues in Earnings Discrimination Measurement", Discussion Paper 01/91, University of Bath.

Jenkins, S.P. (1994), "Earnings Discrimination Measurement: a Distributional Approach", *Journal of Econometrics*, **61**: 81-102.

Jenkins, S.P. y Cowell, F.A. (1994), "Parametric Equivalence Scales and Scale Relativities", *The Economic Journal*, **92**: 886-902.

Jenkins, S. y Lambert, P. (1995), "Poverty dominance, poverty gaps, and poverty lines", Universidad de Essex, Working Paper 95-20.

Jenkins, S. y Lambert, P. (1997), "Three 'I's of Poverty curves, with an analysis of UK Poverty Trends", *Oxford Economic Papers*, **49**: 317-327.

Jenkins, S.P. and Lambert, P. (1998), "Three 'I's of Poverty Curves and Poverty Dominance: TIPS for Poverty Analysis", *Research on Economic Inequality* **8**.

Mercader, M. (1993), "Bajos niveles de renta en España y una comparación con el Reino Unido y Francia", en *La distribución de la Renta*, J. Almunia y L. Gutiérrez (eds.). I simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza, Fundación Argentaria, vol II, 137-149, Madrid.

Miles, D. y Rossi, M. (1999), "Geographic concentration and structure of wages in developing countries: the case of Uruguay", mimeo, Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Vigo y Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de Uruguay.

Ruiz-Castillo, J. (1987), "La medición de la pobreza y la desigualdad en España, 1980-81", Servicio de Estudios del Banco de España, Estudios Económicos, n°42, Madrid.

Ruiz-Castillo, J. (1998), "A Simplified Model for Social Welfare Analysis. An Application to Spain, 1973-74 to 1980-81", *Review of Income and Wealth*, **44 (1)**: 123-141.

Sen, A. (1976), "Poverty: an ordinal approach to measurement", *Econometrica*, **44**: 219-231.

Shorrocks, A. (1983), "Ranking Income Distributions", *Economica*, **50**: 3-17.

Shorrocks, A. (1993), "On the Measurement of Unemployment", Economics Discussion Paper 418, University of Essex.

Shorrocks, A. (1995), "Revisiting the Sen Poverty Index", *Econometrica*, **63**, 1225-30.

Shorrocks, A. (1997), "Deprivation Profiles and Deprivation Indices", in S.P. Jenkins, A. Kapteyn and B. van Praag (eds.), *The Distribution of Welfare and Household Production: International Perspectives*. Cambridge University press. Cambridge.

Vigorito, A. (1999), "La distribución del Ingreso en Uruguay entre 1986 y 1997", *Revista de Economía del Banco Central del Uruguay*, **6 (2)**.

Watts, H. (1968), "An Economic Definition of Poverty", en *On Understanding Poverty: Perspectives from the Social Sciences*, D.P. Moynihan (eds.), Basic Books. New York.

Yitzhaki, S. (1991), "Necessary and Sufficient Conditions for Dominance Using Absolute Lorenz Curves", manuscript, Hebrew University.

FIGURAS Y TABLAS DEL TEXTO

Propiedades de las curvas TIP

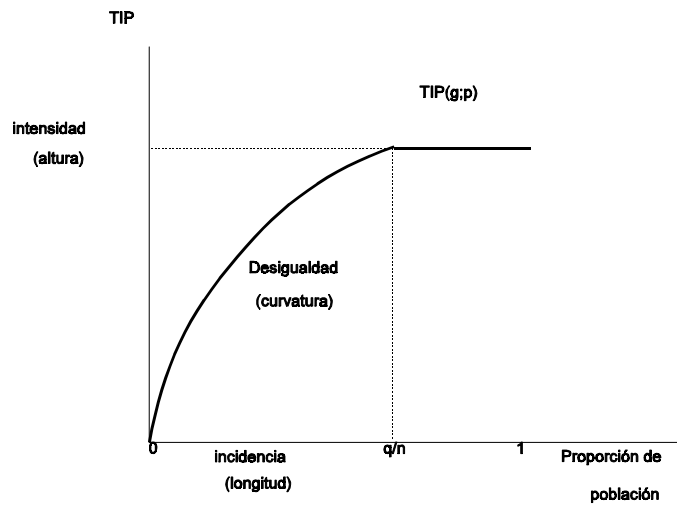


Figura 1

Curvas de Lorenz Generalizadas

Ingreso mensual (OCDE)

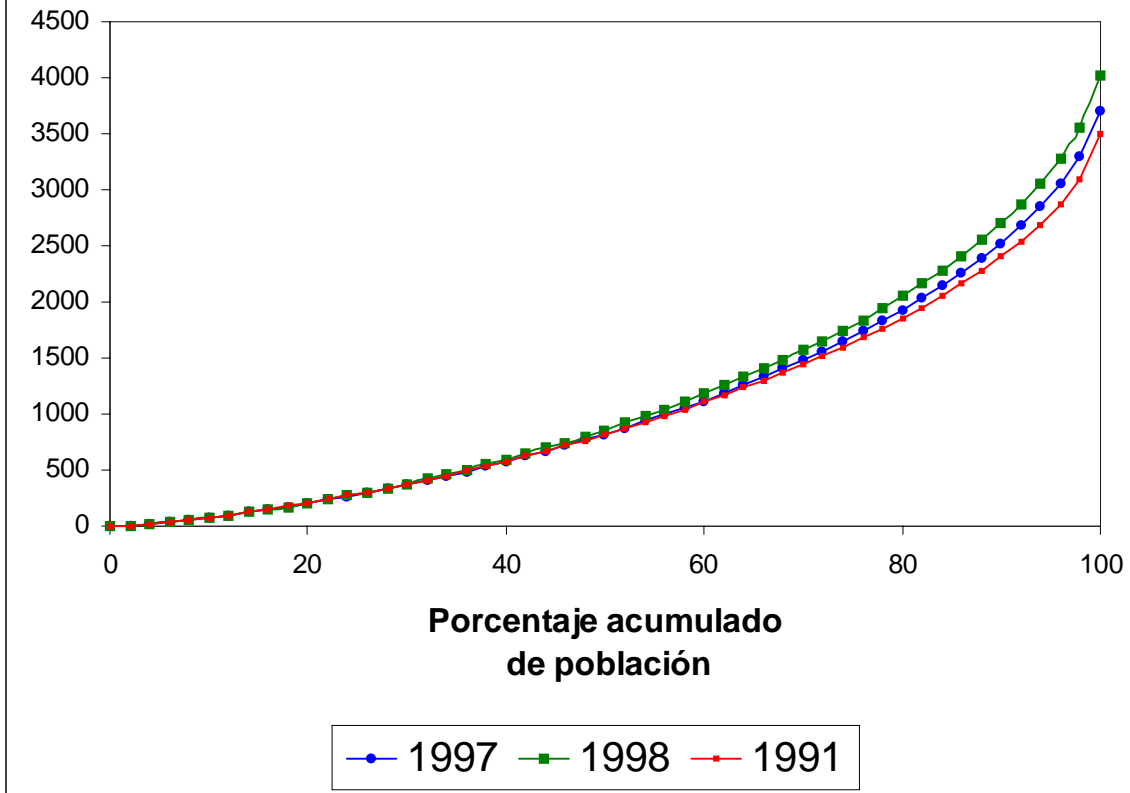


Figura 2

Curvas TIP no-normalizadas Ingreso mensual (OCDE)

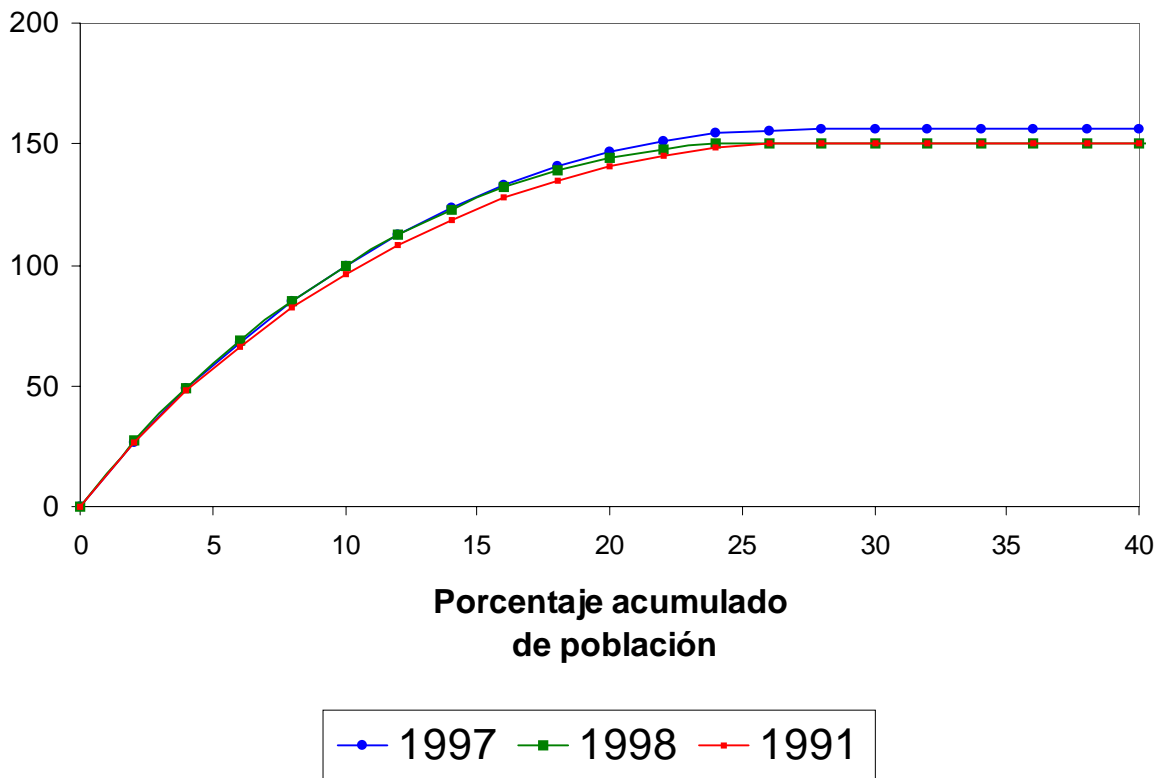


Figura 3

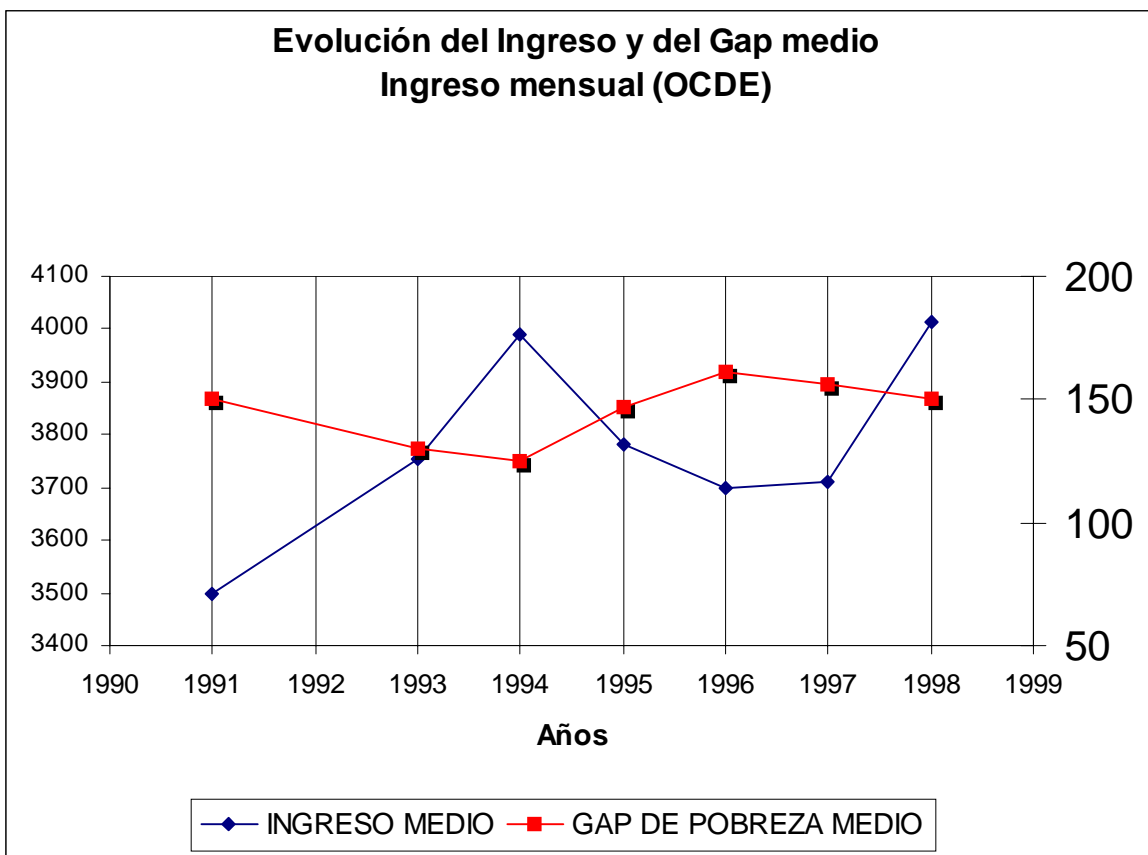


Figura 4

Curvas TIP no-normalizadas

Ingreso mensual (OCDE)

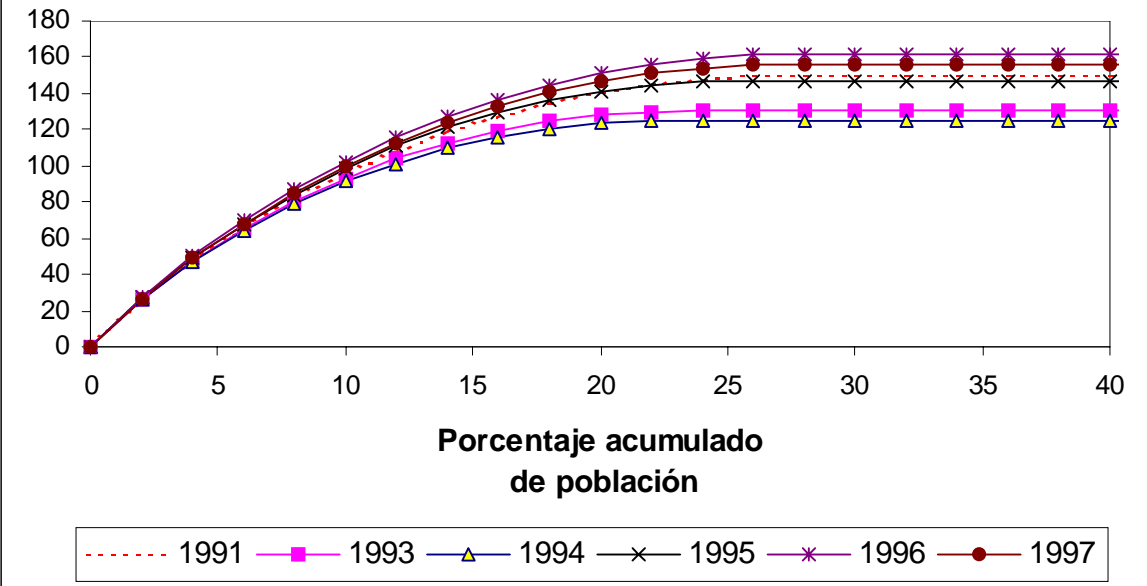


Figura 5

Curvas TIP normalizadas

Ingreso mensual (OCDE)

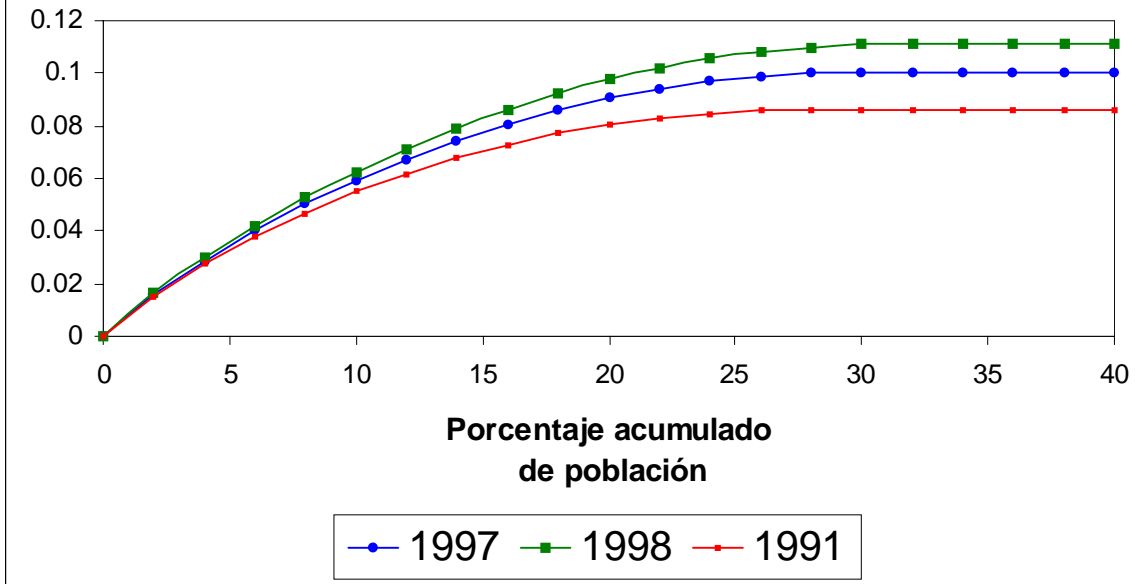


Figura 6

Evolución Ingreso y Gap normalizado medio Ingreso mensual (OCDE)

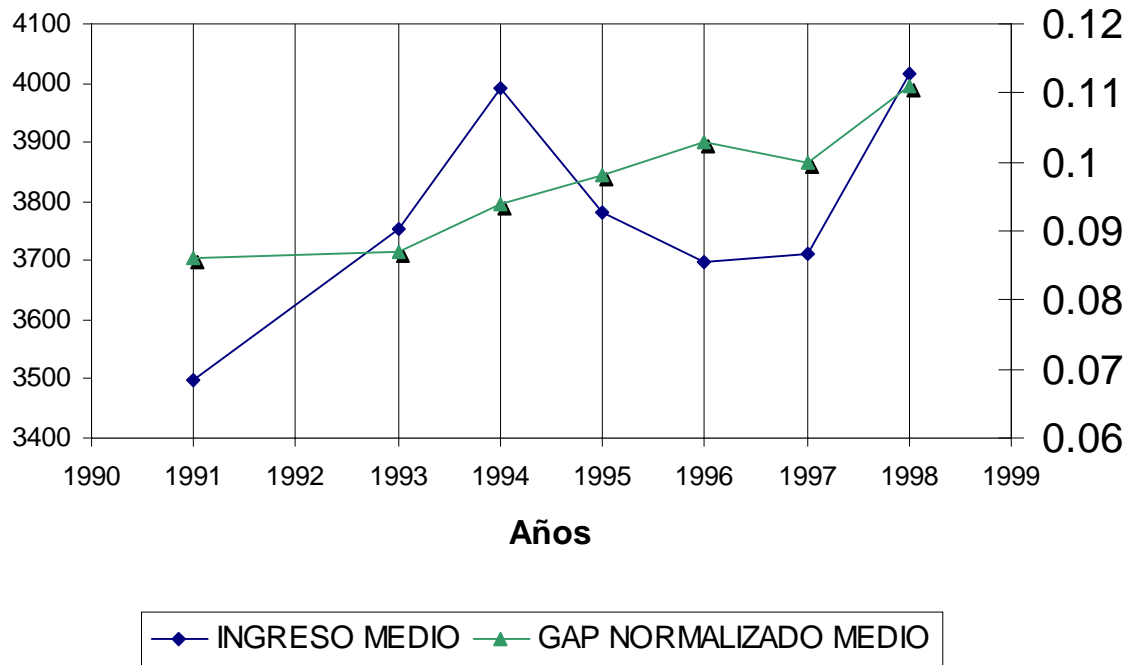


Figura 7

Evolución del Ingreso y del Headcount Ingreso mensual (OCDE)

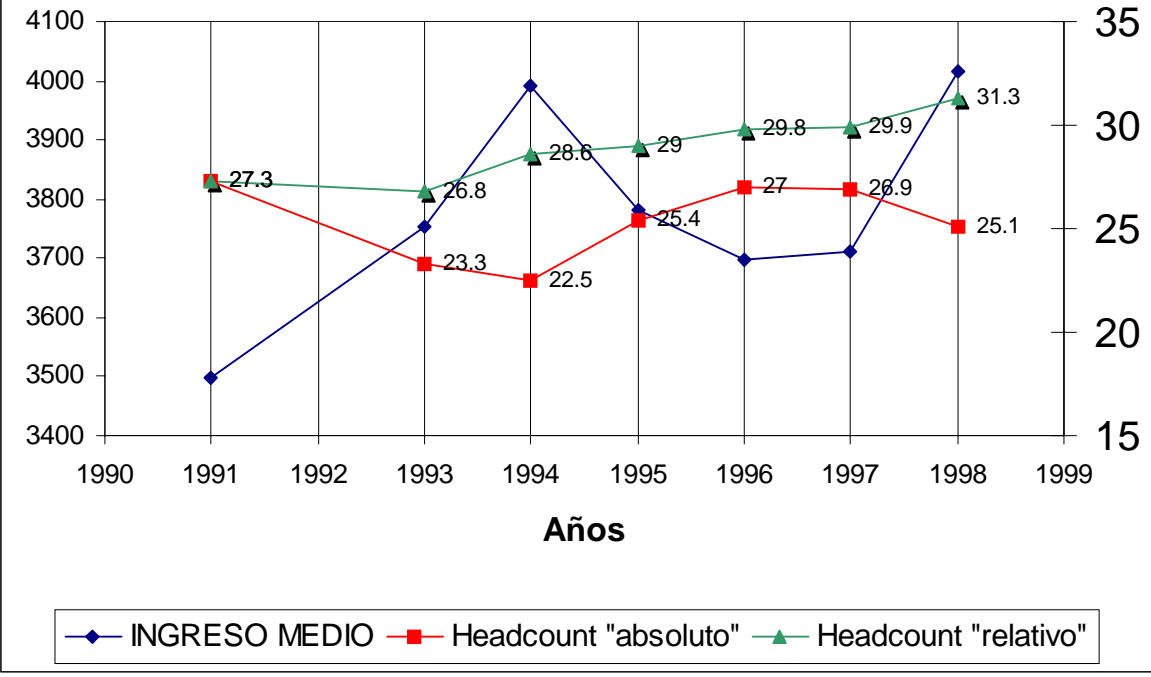


Figura 8

Curvas TIP normalizadas

Ingreso mensual (OCDE)

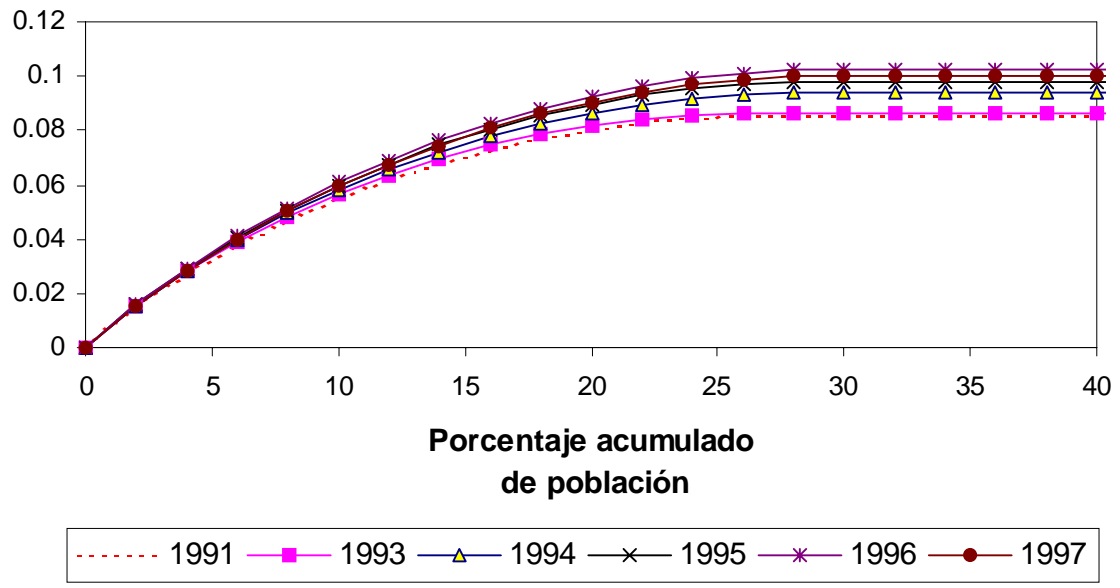


Figura 9

Tabla 1. Gap de Pobreza en el 50% del ingreso medio mensual de 1991 (en pesos de diciembre de 1996)

	Ingreso Medio			Proporción de pobres (%)			Cambio proporc pobres (%)			Gap de pobreza medio		
	1991	1997	1998	1991	1997	1998	91-97	97-98	91-98	1991	1997	1998
$\theta=0.0$	9,894	10,235	10,914	28.8	28.3	26.0	-1.6	-8.2	-9.6	474	471	432
$\theta=0.2$	7,481	7,784	8,326	27.4	27.2	25.1	-0.7	-7.8	-8.5	327	327	303
$\theta=0.4$	5,703	5,972	6,407	27.0	26.6	24.5	-1.4	-7.8	-9.1	237	239	225
$\theta=0.7$	3,857	4,086	4,4	27.4	26.8	25.0	-2.2	-6.5	-8.6	165	168	163
OCDE	3,498	3,712	4,015	27.3	26.9	25.1	-1.3	-6.7	-7.9	150	156	150
$\theta=1.0$	2,664	2,859	3,088	29.4	28.5	27.2	-3.2	-4.6	-7.7	132	136	133

Tabla 2. Líneas de pobreza en el 50% del ingreso medio de cada distribución (en pesos de diciembre de 1996)

	Líneas de pobreza			Proporción de pobres (%)			Cambio proporc pobres (%)			Gap de pobreza medio		
	1991	1997	1998	1991	1997	1998	91-97	97-98	91 - 98	1991	1997	1998
$\theta=0.0$	4,947	5,117	5,457	28.8	29.9	30.4	3.8	1.8	5.6	0.096	0.102	0.106
$\theta=0.2$	3,741	3,892	4,163	27.4	29.0	30.0	5.9	3.5	9.6	0.087	0.095	0.101
$\theta=0.4$	2,851	2,986	3,204	27.0	28.5	29.8	5.6	4.6	10.4	0.083	0.092	0.100
$\theta=0.7$	1,928	2,043	2,2	27.4	29.5	31.0	7.7	5.2	13.3	0.086	0.098	0.109
OCDE	1,749	1,856	2,008	27.3	29.9	31.3	9.5	4.7	14.7	0.086	0.100	0.111
$\theta=1.0$	1,332	1,43	1,544	29.4	31.9	33.3	8.5	4.2	13.0	0.099	0.116	0.128

Tabla 3. Menores líneas de pobreza que aseguran dominancia con curvas TIP (en pesos de diciembre de 1996)

	TIP 91 versus TIP 97				TIP 97 versus TIP 98				TIP 91 versus TIP 98			
	Menor línea 97 numérica		Menor línea 97 estadística		Menor línea 98 numérica		Menor línea 98 estadística		Menor línea 98 numérica		Menor línea 98 estadística	
	Valor	%Media	Valor	%Media	Valor	%Media	Valor	%Media	Valor	%Media	Valor	%Media
$\theta=0.0$	5,015	49.0	4,913	48.0	EQV	EQV	EQV	EQV	5,239	48.0	5,13	47.0
$\theta=0.2$	3,814	49.0	3,658	47.0	4,088	49.1	3,921	47.1	3,913	47.0	3,83	46.0
$\theta=0.4$	2,867	48.0	2,807	47.0	3,139	49.0	3,011	47.0	2,947	46.0	2,883	45.0
$\theta=0.7$	1,92	47.0	1,879	46.0	2,112	48.0	2,024	46.0	1,98	45.0	1,892	43.0
OCDE	1,745	47.0	1,67	45.0	1,927	48.0	1,847	46.0	1,772	44.1	1,692	42.1
$\theta=1.0$	1,315	46.0	1,287	45.0	1,482	48.0	1,421	46.0	1,344	43.5	1,282	41.5