

Tipo de documento: Working Paper N°10

ISSN: 0327-9588



Pobreza y distribución del ingreso en el Gran Buenos Aires : 1989-1994

Autoría: Petrecolla, Diego

Fecha de publicación: 1994

La serie Working Papers de la Universidad Torcuato Di Tella consta de 63 documentos científicos publicados entre 1993 y 2001, cuyas autorías corresponden a prestigiosos y prestigiosas referentes de las Ciencias Sociales. La colección completa, puede consultarse [aquí](#).

¿Cómo citar este trabajo?

Petrecolla, D.(1994). "*Pobreza y distribución del ingreso en el Gran Buenos Aires : 1989-1994*".[Working Paper. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella. <https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/12925>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la Universidad Torcuato Di Tella con la misión de archivar, preservar y difundir el acervo histórico de la investigación ditelliana

Dirección: <https://repositorio.utdt.edu>

**Pobreza y distribución del ingreso
en el Gran Buenos Aires: 1989-1994**

Diego Petrecolla¹

Abstract: Este trabajo mide la intensidad de la pobreza en el Gran Buenos Aires entre 1989 y 1994 con un índice de pobreza consistente con el enfoque axiomático utilizado en la literatura económica sobre pobreza y distribución del ingreso. También, utilizando el índice obtenido, analiza la relación que existe entre la distribución del ingreso y la pobreza en el Gran Buenos Aires en el período mencionado.

La principal contribución de este trabajo es empírica ya que mide la pobreza y la desigualdad de ingresos con índices que cumplen con los axiomas de "Monotonicidad y Transferencia" postulados por Sen (1976). Al satisfacer los axiomas antes mencionados el índice de pobreza que se utiliza en este trabajo tiene en cuenta tanto la distribución de los ingresos básicos de la población como la distancia que existe entre los mismos y la línea de pobreza. Los resultados obtenidos al medir la pobreza con el índice antes descrito son diferentes a los que se obtienen cuando se utiliza como indicador de la pobreza solamente al número de familias que tienen ingresos debajo de línea de pobreza.

¹ Deseo agradecer la colaboración prestada por la Lic. Sandra Amuso, Directora del Centro de Computos de la Universidad Torcuato Di Tella, quien diseñó el programa que permite calcular el índice de pobreza que se analiza en este trabajo.

1. Introducción

El propósito de este trabajo es medir la intensidad de la pobreza en el Gran Buenos Aires entre 1989 y 1994 con un índice de pobreza consistente con el enfoque axiomático utilizado en la literatura económica sobre pobreza y distribución del ingreso y analizar, utilizando el índice obtenido, la relación que existe entre la distribución del ingreso y la pobreza en el Gran Buenos Aires.

La principal contribución de este trabajo es empírica ya que mide la pobreza y la desigualdad de ingresos con índices que cumplen con los axiomas de "Monotonicidad y Transferencia" postulados por Sen (1976)¹.

En la Argentina se utiliza como índice de pobreza a la proporción de familias con ingresos debajo de la línea de pobreza². La Tabla 1 y el Gráfico 1 muestran la evolución de dicho índice entre mayo de 1988 y mayo de 1994.

Al índice calculado en la Tabla 1 se lo llama en la literatura económica "head-count ratio" y se expresa de la forma:

$$H=q/n \quad (1)$$

donde "q" es el número de personas pobres y "n" el total de la población.

¹ Sen, A. K. (1976) "Poverty: an ordinal approach to measurement", *Econometrica*, vol. 44, no. 2, March.

² La línea de pobreza es el valor de una canasta de alimentos compuesta por bienes seleccionados por su capacidad para cubrir adecuadamente las necesidades nutricionales a un costo mínimo más el valor de un conjunto de bienes y servicios no alimentarios consumidos por los hogares presuntamente más cercanos a la línea de pobreza en base a datos de la Encuesta de Ingresos y Gastos de los Hogares. Ver Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos, Secretaría de Programación Económica, Informe Económico, Segundo Trimestre de 1994, Septiembre, Año 3, No. 10.

Tabla 1: Porcentaje de hogares y población debajo de la línea de pobreza en el Gran Buenos Aires.

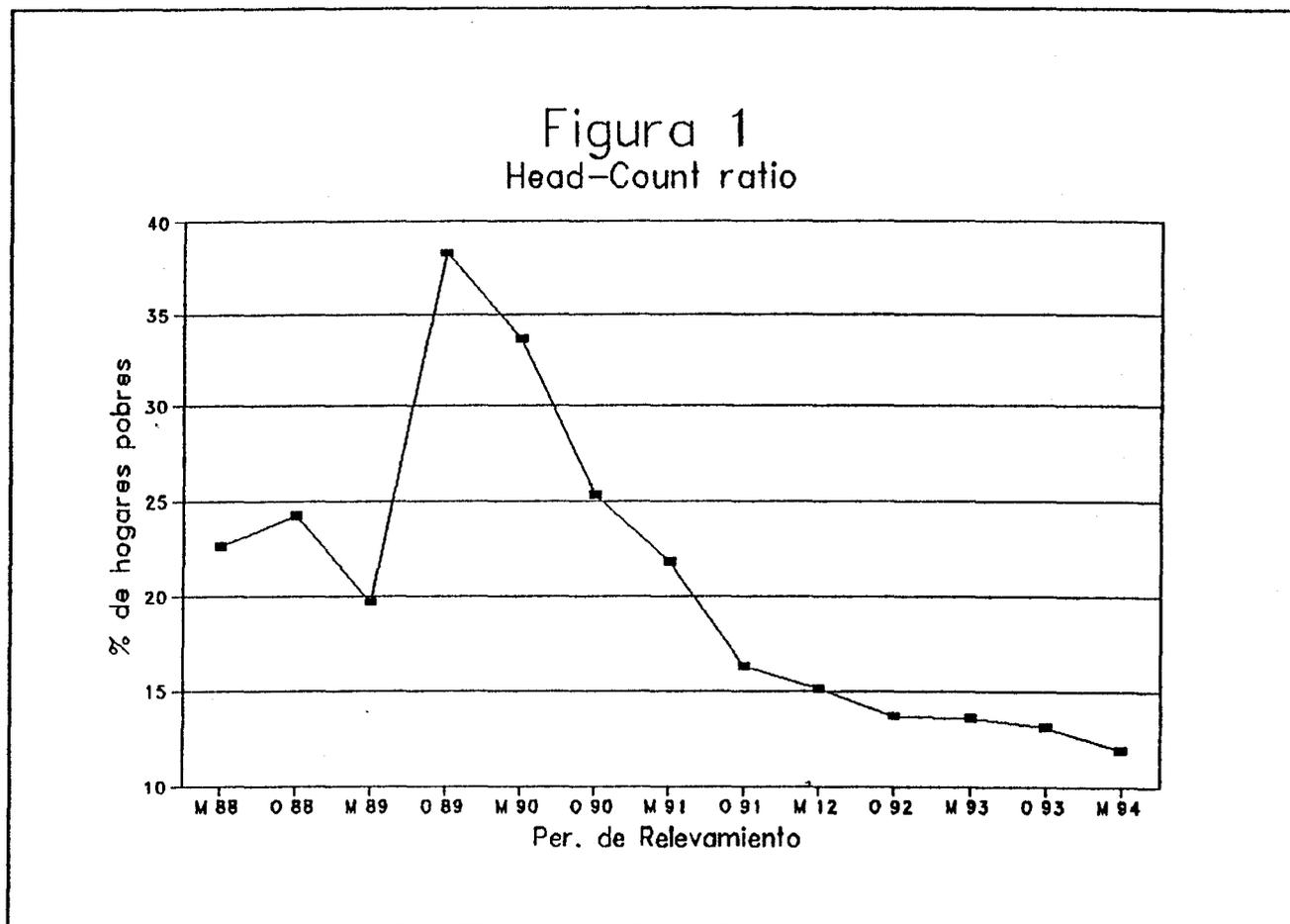
Mes de Relevamiento	Hogares	Población
Mayo 1988	22.6	29.9
Octubre 1988	24.2	32.4
Mayo 1989	19.7	25.9
Octubre 1989	38.3	47.4
Mayo 1990	33.7	42.6
Octubre 1990	25.3	33.8
Mayo 1991	21.8	28.8
Octubre 1991	16.3	21.6
Mayo 1992	15.1	19.3
Octubre 1992	13.7	17.8
Mayo 1993	13.6	17.8
Octubre 1993	13.1	16.9
Mayo 1994	11.9	16.1

Fuente: Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos, Secretaría de Programación Económica, Informe Económico, Segundo Trimestre de 1994, Septiembre, Año 3, No. 10.

Como puede observarse tanto en la Tabla 1 como en la Figura 1, este índice cae entre octubre de 1989 y mayo de 1994. Sin embargo, hay que destacar que la utilización de este índice fue criticada en la literatura. Entre otros fue criticado por Sen (1976), por Clark, Hemming and Ulph (1981) y por Atkinson (1991)³. Estos autores sostienen que este índice no solo no tiene en cuenta a la

³ Sen (1976), op. cit.; Clark, Hemming and Ulph (1981), "On indices for the measurement of poverty", *The Economic Journal*, vol. 91, pp. 515-526, June; Atkinson, A. B. (1991), "Measuring Poverty and Differences in Family Composition", *Economica*, vol. 59, pp. 1-16

distribución del ingreso debajo de la línea de pobreza, sino que tampoco refleja cuan lejos de la línea de pobreza están los ingresos de las familias que en ella se incluyen.



En su artículo Sen (1976) postula los axiomas de "Monotonicidad y Transferencia", y señala que el "head-count ratio"

viola ambos⁴. El axioma de monotonidad postula que una reducción en los ingresos de una persona que está debajo de la línea de pobreza debe hacer que el índice de pobreza aumente. En el caso del "head-count ratio" lo deja inalterado. El axioma de transferencia postula que una transferencia de ingresos de una persona que está por debajo de la línea de pobreza hacia cualquier otra que sea mas rica que esta se debe reflejar en un aumento del índice de pobreza.

En los Estados Unidos se utiliza como indicador de la pobreza al índice de la brecha de la pobreza ("poverty gap index"). Este índice registra el valor agregado de la diferencia entre el ingreso de los pobres y la línea de la pobreza. En términos formales el "poverty gap" de un individuo pobre i se expresa de la forma:

$$g_i = z - y_i \geq 0 \quad (2)$$

donde " y_i " es el ingreso del individuo i y " z " la línea de pobreza. Clark, Hemming and Ulph (1981) señalan que para incorporar la brecha de la pobreza (poverty gap) en un índice de pobreza se suele expresar la brecha agregada de la población pobre como un proporción de los ingresos agregados de los pobres cuando cada individuo recibe un ingreso equivalente al de la línea de pobreza. De esta forma la brecha de la pobreza se expresa como:

⁴ En su artículo "A Class of Poverty Indices", Hagnaars presenta un survey de índices de pobreza y de los axiomas que los mismos violan. En el mismo el autor también señala que el "head-count ratio" viola tanto el axioma de Monotonidad como el de Transferencia. Ver Hagnaars, A. (1987), "A Class of Poverty Indices", *International Economic Review*, vol. 28, No. 3, October.

$$I_p = \sum_i g_i / qz \quad g_i \geq 0, \quad i=1 \dots q. \quad (3)$$

donde los " g_i " son los ingresos de los individuos que están debajo de la línea de la pobreza, " q " es el número de personas pobres y " z " es el ingreso correspondiente a la línea de la pobreza.

Este índice no viola el axioma de "monotonicidad" pero si viola el axioma de "transferencia" ya que si hubiese una transferencia de ingresos entre una persona cuyos ingreso lo ubican debajo de la línea de pobreza hacia otra que también estuviese debajo de la línea de pobreza pero con ingresos superiores a la primera la suma de los ingresos de las personas consideradas pobres no se modificaría así como tampoco lo haría este índice.

La metodología que se utilizará en este trabajo para medir la pobreza en el Gran Buenos Aires entre 1989 y 1994 es la desarrollada por Pyatt (1987)⁵ y se encuadra dentro del enfoque axiomático desarrollado por Sen (1976). Como se verá mas adelante el índice desarrollado por este autor satisface tanto el axioma de "Monotonicidad" como el de "Trasferencia". Para obtener este índice esta autor divide los ingresos de cada individuo en dos componentes: un componente básico y otro componente de "afluencia". El primer componente se define como los ingresos hasta la línea de pobreza, y el segundo como los ingresos sobre y por encima de la línea de pobreza. Siguiendo este procedimiento son los ingresos

⁵ Pyatt, G. (1987), "Measuring Welfare, Poverty and Inequality", *The Economic Journal*, vol. 97, June.

los que son dicotomizados y no la población⁶. La medida de pobreza se define entonces en términos del nivel y de la distribución de los ingresos básicos de toda la población. El segundo elemento de la metodología utilizada por este autor es el de elegir una manera de combinar los ingresos básicos de la población para formar una medida de la pobreza. Para hacer esta Pyatt (1986) adopta la noción de Atkinson (1970) de "ingreso medio equivalente"⁷. De esta manera el índice de pobreza desarrollado en este trabajo se obtiene como una transformación del ingreso medio equivalente de los ingresos básicos de toda la población.

⁶ Se dicotomiza la población cuando se divide a la población entre ricos y pobres de acuerdo a una línea de pobreza y luego se define una medida de pobreza como una función de los ingresos de los considerados pobres.

⁷ El "ingreso medio equivalente" es el ingreso que igualmente distribuido entre los individuos permite alcanzar el mismo nivel de bienestar social que la distribución existente. Ver Atkinson, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory* 2, pp. 244-263.

2. El Concepto de "Ingreso Medio Equivalente" de Atkinson:

Atkinson (1970) provee un marco para medir el bienestar social y la desigualdad que es utilizado por Pyatt (1986) en su índice de pobreza⁸.

Sea y_j el nivel de ingresos de cada individuo, $j= 1, \dots, n$, y supongase que los individuos se ordenan del más pobre ($j=1$) al más rico ($j=n$). También supongase que cada individuo tiene una función de utilidad convexa dada por $U(y)$. El bienestar social se define en la tradición utilitarista de Dalton (1920)⁹ como:

$$W(y_1, \dots, y_n) = \sum_{j=1}^n U(y_j) \quad (4)$$

La contribución de Atkinson (1970) es la definir un nivel de ingresos y^* tal que:

$$W(y_1, \dots, y_n) = n U(y^*) \quad (5)$$

de manera que

$$U(y^*) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n U(y_j) \quad (6)$$

⁸ Los párrafos que siguen repasan la noción de "Ingreso medio equivalente" que puede encontrarse en Atkinson (1970).

⁹ Dalton, H. (1920), "The Measurement of the Inequality of Incomes", *The Economic Journal*, vol. 30.

Esta expresión muestra que $U(y^*)$ es el valor esperado de $U(y_j)$. Por lo tanto el ingreso medio equivalente y^* es el nivel de ingreso que igualmente distribuido entre los individuos permite alcanzar el mismo nivel de bienestar social que la distribución existente. El atractivo de esta expresión no es solo que provee una medida directa de bienestar social en la escala de ingresos, sino que la convexidad de $U(.)$ garantiza que:

$$y^* \leq \bar{y} \quad (7)$$

donde la igualdad se da solo en el caso de que todos los ingresos de la población sean iguales. De la misma manera, ya que $U(y)$ aumenta con y , se cumple que:

$$y_1 < y^* \quad (8)$$

de manera tal que el ingreso de la persona mas pobre es el límite inferior de la medida de bienestar y^* ¹⁰.

Si todos los ingresos de la población son iguales, y_1 e \bar{y} serán iguales y su valor común determinará y^* . La desigualdad separa a y_1 de \bar{y} creando un intervalo en el que caerá y^* . El lugar exacto en el que caerá y^* dependerá de la convexidad de $U(.)$ y de la desigualdad en la distribución de los ingresos y_1, \dots, y_m . De la misma forma para una función $U(.)$, la diferencia entre \bar{y} e y^* puede

¹⁰ Este límite es la medida de bienestar propuesta por Rawls (1971), *A Theory of Justice*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

utilizarse como medida de desigualdad. Específicamente, Atkinson (1970) propone la medida:

$$I=1-y^*/\bar{y} \quad (9)$$

donde I es positivo salvo en el caso donde todos los ingresos son iguales para el cual $I=0$. Ya que y^* es positivo el índice I toma valores en el intervalo (0,1). También se desprende de (9) que:

$$y^*=(1-I)\bar{y} \quad (10)$$

Este resultado muestra que la medida de bienestar social y^* puede descomponerse de manera tal de mostrar el grado en el que la desigualdad reduce el nivel de bienestar por debajo del nivel promedio de los ingresos, \bar{y} . Esta ecuación también muestra el "trade-off", para un nivel de bienestar social dado, entre un mayor nivel medio de ingresos y una mayor desigualdad.

Hasta ahora no se ha especificado que índice de desigualdad se utilizará para obtener el ingreso medio equivalente de los ingresos básicos. Se utilizará la función de bienestar implícita en el índice de Gini. Pyatt (1985) ha probado que este índice cumple con las bases axiomáticas necesarias para que este coeficiente sea utilizado como medida de desigualdad¹¹. La sección que sigue ilustra las propiedades de esta medida de desigualdad.

¹¹ Pyatt, G. (1985), "An Axiomatic Approach to the Gini Coefficient and the Measurement of Welfare, *Advances in Econometrics*, vol 4, pp. 87-109.

3. El Coeficiente de Gini

Este coeficiente puede definirse de varias maneras alternativas, que a su vez dan lugar a distintas interpretaciones. A continuación se mencionaran algunas de las mas importantes.

La definición mas corriente se formula en términos de la curva de Lorenz. En un cuadrado donde en los lados se miden porcentajes acumulados del ingreso y de la población, el coeficiente de Gini representa el cociente entre el área limitada por la curva de Lorenz y la diagonal, por una parte, y el área debajo de la diagonal por otra. Los valores límites que puede tomar el índice están comprendidos entre cero (la curva de Lorenz coincide con la diagonal, representado una distribución perfectamente igualitaria de los ingresos) y uno (la curva de Lorenz coincide con los lados del cuadrado, estando todo el ingreso concentrado en una única unidad perceptora, caso de extrema desigualdad)

Kendall y Stuart (1963) utilizan para medir el coeficiente de Gini la formula:

$$G = \frac{\frac{1}{2n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{\bar{y}} \quad (11)$$

donde $y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ es el vector de ingresos de la población, \bar{y} su media aritmética y n su tamaño. Así escrito, el coeficiente de Gini puede ser interpretado como el promedio ponderado de las diferencias entre todos los pares posibles de ingresos (Y_i, Y_j) ,

adoptando como patrón de medida el promedio aritmético de los valores de y ¹².

Esta forma de presentación pone en evidencia que el coeficiente de Gini implica la interrelación de cada elemento con todos los demás del conjunto considerado. Esta fórmula también permite una interpretación señalada por Sen (1973)¹³. Si se supone que en cada comparación entre pares de individuos, aquél que tiene el ingreso menor sufre al descubrir este hecho, y que tal sufrimiento resulta ser proporcional a la diferencia de ingresos, entonces la suma de todos estos sufrimientos, valuados en términos de ingresos, da como resultado el coeficiente de Gini.

Otra interpretación posible es la planteada por Pyatt (1976). Este autor demuestra que la fórmula (7) es equivalente a:

$$G = \frac{\frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \max(0, y_i - y_j)}{\bar{y}} \quad (12)$$

A esta interpretación se la suele llamar el "juego de Pyatt". En este juego se escoge al azar un individuo y se compara su ingreso con el de otro cualquiera, también seleccionado aleatoriamente. Si el ingreso del segundo individuo es menor, se anota un cero; si el ingreso del segundo individuo es mayor, la diferencia entre ambos se registra como ganancia de la primera

¹² Kendall, M.G. y A. Stuart (1963), "The Advanced Theory of Statistics", vol. 1, Hafner Publishing Co., New York.

¹³ Sen, A. (1973), "On Economic Inequality", Clarendon Press, Oxford.

unidad. En este juego el individuo seleccionado en primer lugar mantiene su ingreso o pasa a tener el ingreso del individuo seleccionado en segundo lugar. Si se toma a cada individuo y se lo compara con cada uno de los demás individuos del conjunto, se establece la probabilidad de cada caso y luego se efectúa la suma expresándola en términos del ingreso promedio conjunto, se obtiene la expresión (12). De este modo el coeficiente de Gini resulta ser la ganancia promedio esperada en el juego descrito¹⁴.

El coeficiente de Gini tiene ciertas propiedades que es útil destacar. Es invariante a la escala que se utilice para medir los ingresos; respeta la condición de simetría, es decir que si dos individuos en una distribución intercambian sus respectivos ingresos, manteniéndose igual todo lo demás, el índice no se altera; y observa la denominada condición de Pigou-Dalton, que exige que toda transferencia de ingresos de una unidad de mayores ingresos a otra de menores reduzca el valor del índice.

El coeficiente de Gini comparte estas propiedades con otros índices de desigualdad, como el de Theil, el de Atkinson, y el coeficiente de variación; otros índices, también usuales, no cumplen, en cambio con algunas de estas propiedades¹⁵. Por otra parte, se sabe que los índices que las cumplen ordenan de una misma manera, para una población dada, el universo de distribuciones cuyas curvas de Lorenz no se cruzan. En estos casos, el paso de

¹⁴ Pyatt, G. (1976), "On the Interpretation and Disaggregation of the Gini Coefficients", *The Economic Journal*, vol. 86, pp. 243-255, June.

¹⁵ Ver Fields G.S. y J.C.H. Fei (1978), "On inequality comparisons", *Econometrica*, March.

una distribución, representada por una curva de Lorenz, a otra representada por otra curva interior a la primera, siempre puede hacerse mediante una serie de transformaciones que, manteniendo el ordenamiento original, transfieren ingresos de unidades más ricas a otras más pobres.

En cambio, cuando las curvas de Lorenz de dos distribuciones se cruzan, la serie de transformaciones necesarias para pasar de una a otra implican alguna combinación de transferencias de ricos a pobres con otras de pobres a ricos. En este caso las tres propiedades enunciadas no son suficientes para ordenar las distribuciones en juego. Para ello es necesario incluir alguna regla adicional, que especifique el tipo de valoración implícito en el índice correspondiente. En el caso del índice de Gini esta regla adicional puede deducirse de su misma definición. En efecto, a dos distribuciones cuyas curvas de Lorenz se cruzan les corresponderá el mismo valor del índice de Gini si la suma de las transferencias de ricos a pobres, ponderadas por las diferencias entre los rangos de las unidades involucradas, resulta ser igual a la suma de las transferencias de pobres a ricos, ponderadas de la misma manera.

Suele señalarse que el coeficiente de Gini tiene la característica de que el grupo de funciones de bienestar implícitas en el mismo no son estrictamente convexas. Esto se debe a que este índice evalúa las transferencias de ingresos en función de la diferencia de rangos y no del valor de los ingresos. Sen (1973) señala que la profundidad de esta crítica no es tan clara, ya que,

pese a que las funciones de bienestar implícitas en este índice pueden no ser estrictamente convexas, si son convexas, lo que hace que cualquier transferencia de un individuo rico hacia uno pobre o viceversa sea absorbida por el índice de Gini de la manera apropiada¹⁶.

4. El índice de Pyatt

Como fue mencionado en la introducción, para calcular su índice de pobreza Pyatt (1986) dicotomiza los ingresos de la población en ingresos "básicos" y de "afluencia". Sea "m" el número de personas pobres y "z" el nivel de ingresos que define la línea de pobreza tal que:

$$y_m \leq z \wedge \text{either } m=n \vee m < n \wedge z < y_{m+1} \quad (13)$$

el ingreso básico de cada individuo se define como

$$b_j = \min(y_j, z) \text{ for all } j=1, \dots, n \quad (14)$$

y complementariamente, la afluencia de cada individuo puede ser calculada como a_j donde

$$y_j = a_j + b_j \text{ for all } j=1, \dots, n \quad (15)$$

¹⁶ Sen (1973), op. cit.

Se desprende de estas definiciones que para cada uno de los "m" individuos pobres su ingreso total (y_j) es equivalente a su ingreso básico (b_j) ya que su ingreso de afluencia (a_j) es igual a cero. Los ingresos de afluencia son positivos para los "n-m" individuos "ricos". Como consecuencia de lo expuesto si \mathbf{a} es un vector con elementos a_1, \dots, a_n , los primeros "m" elementos de \mathbf{a} son cero. Si \mathbf{b} es un vector con elementos b_1, \dots, b_n , los primeros m elementos de \mathbf{b} son y_1, \dots, y_m , y los demás son iguales a "z". La notación se completa definiendo los ingresos medios equivalentes de los ingresos de afluencia y de los ingresos básicos respectivamente:

$$\bar{a} = h(\mathbf{a}) \quad \wedge \quad \bar{b} = h(\mathbf{b}) \quad (16)$$

Este último es el que se utilizará para definir una medida de la pobreza, $\pi(y)$, que corresponde a la distribución de ingresos y_1, \dots, y_n .

El índice obtenido por Pyatt responde a la forma

$$\Pi(y) = 1 - \bar{b}/z \quad (17)$$

donde "z" es el ingreso que corresponde a la línea de pobreza y \bar{b} es el ingreso medio equivalente de los ingresos básicos de la población. Este estadístico satisface los axiomas postulados por Sen (1976) ya que: i) si los ingresos de cualquier persona aumentan (disminuyen) esto hará que esta medida de pobreza disminuya (aumente), ii) cualquier transferencia de ingresos progresiva entre dos personas hará que se reduzca la pobreza si por lo menos uno de

ellos es pobre originariamente; si este no fuera el caso esta transacción no tendrá ningún efecto sobre el índice, iii) cualquier transferencia regresiva entre dos personas no afectará a este índice si ambas personas permanecen ricas luego del evento, pero lo reducirá si esto no es así. Además este estadístico tiene otra propiedad importante: si los ingresos de los pobres suben lo suficiente como para eliminar la pobreza este índice tomará el valor cero.

Como fue señalado anteriormente, para obtener el ingreso medio equivalente de los ingresos básicos es preciso indicar la función de bienestar con la que se está trabajando. Como se señaló anteriormente en este trabajo se utilizará la función de bienestar implícita en el índice de Gini. Adaptando el índice de desigualdad Atkinson (1970) para los ingresos básicos de la población:

$$\phi(y) = 1 - b/\bar{b} \quad (18)$$

donde $\phi(y)$ en este caso es la medida de desigualdad (en nuestro caso, el índice de Gini de los ingresos básicos de la población).

Para averiguar el ingreso medio equivalente de los ingresos básicos de la población la ecuación anterior se expresa de la forma:

$$G_b = 1 - b/\bar{b} \quad (19)$$

donde G_b es el coeficiente de Gini de los ingresos básicos de la población. La fórmula ha ser utilizada es entonces:

$$G_b = \frac{\frac{1}{2n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |b_i - b_j|}{\bar{b}} \quad (20)$$

Despejando \bar{b} de (19) se obtiene la expresión

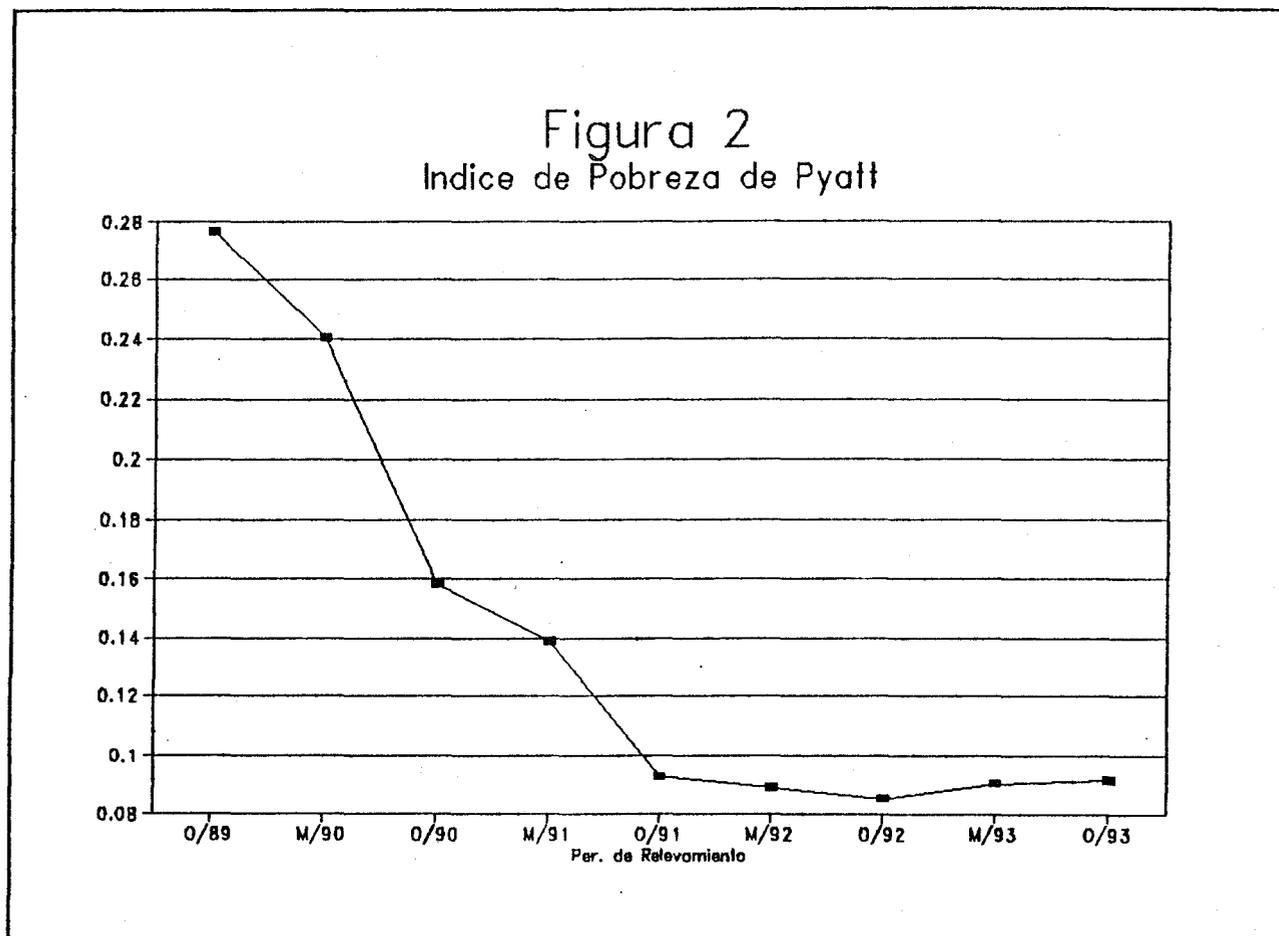
$$\bar{b} = \bar{b}(1 - G_b) \quad (21)$$

lo que nos permite calcular el índice de pobreza expresado en la ecuación (13). Los resultados se muestran en la Tabla 2 y en la Figura 2.

Tabla 2: Índice de Pobreza de Pyatt.

Período de Relevamiento	Coef. de Gini de los ingresos básicos	Índice de Pobreza
Octubre 1989	0.1407	0.27629
Mayo 1990	0.1228	0.24037
Octubre 1990	0.0796	0.15863
Mayo 1991	0.0697	0.13869
Octubre 1991	0.0464	0.09271
Mayo 1992	0.0446	0.08897
Octubre 1992	0.0429	0.08530
Mayo 1993	0.0458	0.09074
Octubre 1993	0.0463	0.09179

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).



Debe aclararse que para hacer un análisis de pobreza y distribución del ingreso puede tomarse como unidad de análisis tanto a la familia como al individuo. En este trabajo el análisis se ha centrado en los ingresos familiares ya que dentro de la unidad familiar se socializan una gran proporción de los ingresos y gastos de la misma¹⁷. Los ingresos que se utilizaron para calcular el coeficiente de Gini de los ingresos básicos de la

¹⁷ Pyatt (1985) señala que la literatura teórica raramente distingue entre familias e individuos.

población son los ingresos familiares per cápita por adulto equivalente. Los mismos se definen como la suma de los ingresos de todos los miembros de la familia dividida por la cantidad de miembros (adulto equivalente) de la misma¹⁸.

En lo que se refiere a la información propiamente dicha, son conocidas las limitaciones que suelen tener las encuestas sobre ingresos por el grado diferencial de subdeclaración que hacen los entrevistados. El problema suele presentarse con los grupos de ingresos mas altos. Presuntamente, estos suelen subdeclarar sus ingresos en una medida mayor que el resto, sesgado hacia abajo las medidas de desigualdad que resultan de las encuestas. La medida de pobreza utilizada en este trabajo minimiza este problema ya que para calcular la desigualdad en la distribución de los ingresos básicos de la población se dejan de lado los ingresos que están sobre y por encima de la línea de pobreza por lo que la subdeclaración de ingresos de aquellos grupos que están en los estratos superiores de los mismos no sesgará hacia abajo la medida de desigualdad utilizada.

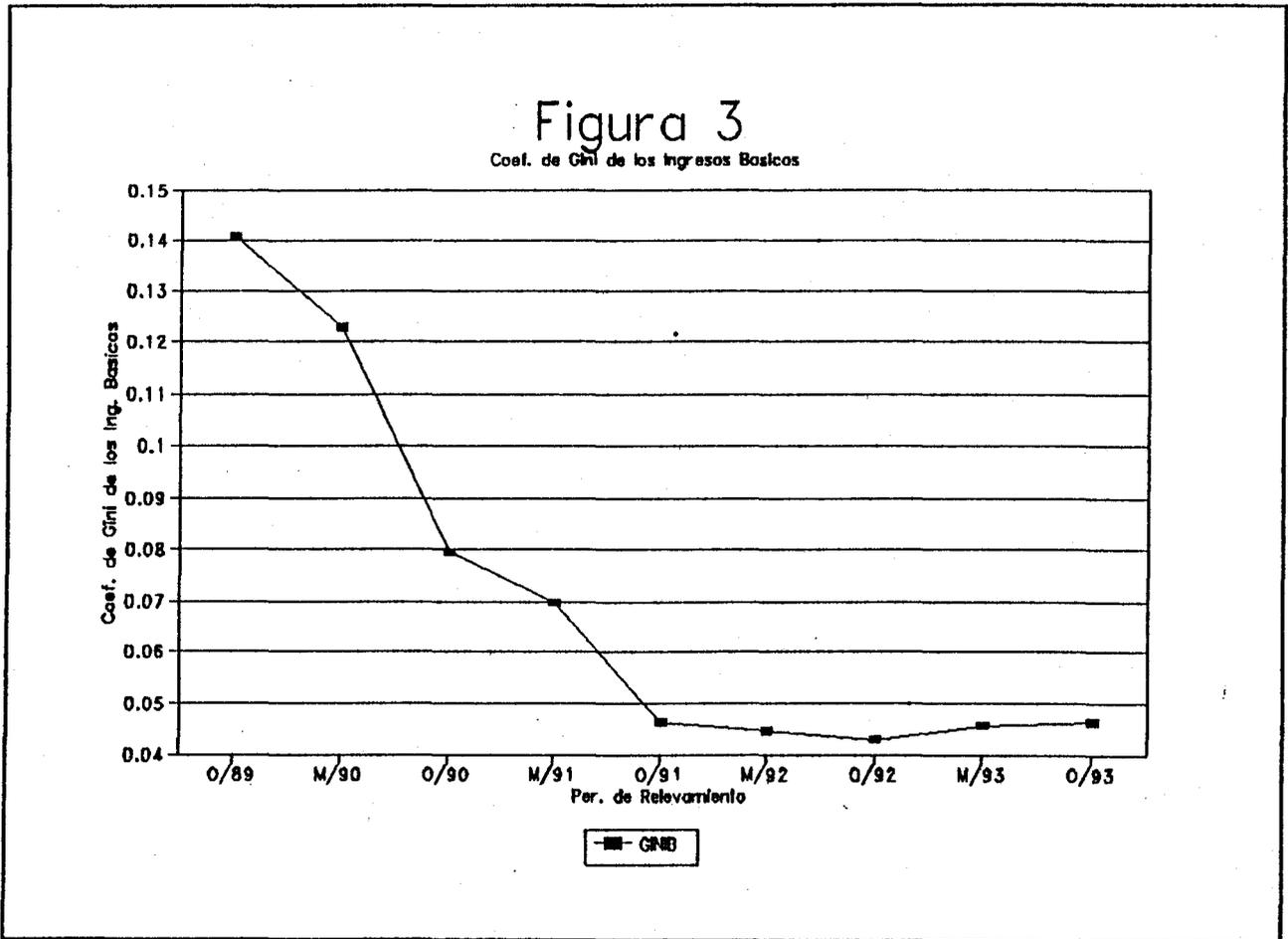
Como puede observarse tanto en la Tabla 2 como en la Figura 2 el índice pobreza utilizado cae entre octubre de 1989 y octubre de 1992, sin embargo, y a diferencia de lo que refleja el "head-count ratio" (ver Tabla 1 y Figura 1), el mismo sube levemente entre

¹⁸ Adulto equivalente significa que a los miembros del hogar se les asigna distintos coeficientes según edad y sexo. Ver INDEC, "Evolución reciente de la pobreza en el aglomerado del Gran Buenos Aires", CEPA, Documento de Trabajo No. 2, Secretaría de Programación Económica, Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos.

octubre de 1992 y octubre de 1993. Esta pequeña suba se debe al aumento del índice de Gini de los ingresos básicos de la población en el período antes mencionado (ver Tabla 2 y Figura 3). Este dato permite afirmar que luego de la mejora en la distribución de ingresos de las familias que están por debajo de la línea de pobreza que se observó entre octubre de 1989 y octubre de 1992, la misma, no solo se ha detenido, sino que muestra un leve deterioro.

Es preciso interpretar el comportamiento del índice de Gini de los ingresos básicos población en el período analizado. El mismo señala que pese a que el número de familias pobres disminuye a lo largo de todo el período (eso indican la Tabla 1 y la Figura 1), los ingresos de las que continúan debajo de la línea de la pobreza se acercaron a la misma entre octubre de 1989 y octubre de 1992, pero comienzan a alejarse de la misma a partir de esa fecha. Para analizar este fenómeno es preciso detenerse en la ecuación (20). Como puede observarse tanto en la Tabla 1 como en la Figura 1, el número de familias cuyos ingresos están por debajo de la línea de pobreza cayó sistemáticamente entre 1989 y 1993. Esto hace que en el vector de ingresos básicos de la población aumente el número de observaciones a las cuales le son asignadas el valor de ingresos correspondiente a la línea de pobreza. Como consecuencia de esto en el numerador de la ecuación (20) debería disminuir, ya que el mismo debe computar menos diferencias de ingresos. Al mismo tiempo la disminución en el índice de Gini de los ingresos básicos traería como consecuencia una disminución en el índice pobreza. Sin embargo, como se ve en la Tabla 2, tanto el índice de Gini de los

ingresos básicos (ecuación (20)), como el índice de pobreza, aumentan a partir de octubre de 1992. Esto se debe a que los ingresos de la familias que todavía están por debajo de la línea de la pobreza se alejaron de la misma. Este "efecto" es superior al primero y como resultado el índice de Gini y la pobreza, medida con el índice de Pyatt, aumentan.



5. Conclusiones

Este trabajo ha mostrado que con un índice de pobreza que tiene en cuenta tanto la distribución de los ingresos básicos de la población como la distancia que existe entre los mismos y la línea de pobreza los resultados obtenidos al medir la pobreza son diferentes a los que se obtienen cuando se utiliza como indicador de la pobreza solamente al número de familias que tienen ingresos debajo de línea de pobreza.

Este índice aventaja tanto al "head-count ratio" como al "poverty-gap" por el hecho de cumplir con los axiomas de Monotonicidad y Transferencia. En este trabajo esta ventaja se hizo manifiesta ya que al haberse reducido, a lo largo del período analizado, el número de familias cuyos ingresos están por debajo de la línea de la pobreza el índice de pobreza de Pyatt (si no hubiera cambiado la distribución de los ingresos básicos de la población, ni la distancia entre los ingresos de las familias que están por debajo de la línea y los ingresos de las demás) debería registrar una disminución. Esta reducción sí se manifiesta entre octubre de 1989 y octubre de 1992. Sin embargo, no sucede lo mismo entre octubre de 1992 y octubre de 1993, ya que en este período los ingresos de las familias que están debajo de la línea de la pobreza se alejaron de la misma. Este evento fue lo suficientemente importante como para contrarrestar el efecto que tiene sobre el índice de pobreza de Pyatt la disminución en el número de familias que permanecen debajo de la línea de la pobreza.