

DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION DEL INGRESO EN DIEZ
CIUDADES SUDAMERICANAS:
DESCOMPOSICION E INTERPRETACION DEL COEFICIENTE
DE GINI**

PHILIP MUSGROVE*

ABSTRACT

Measuring the inequality of incomes among individuals or households by some aggregate index gives an idea of how much incomes differ, but says nothing about why those differences exist. In order to explain income differences, it is necessary to find one or more variables associated with those differences. For any such variable, it is then natural to ask whether total income inequality can be decomposed or disaggregated so as to attribute some part of inequality to differences in the associated or explanatory variable. The Gini coefficient of inequality allows such a decomposition, when the population is divided into mutually exclusive and exhaustive classes.

This study uses the decomposition of the Gini coefficient to evaluate the way that household income inequality in urban Latin America, circa 1970, was related to five potential explanatory variables. Because the distribution of income in the countries studied has in some cases changed substantially in the last decade and a half, it is not to be expected that the relative quantitative contributions to inequality are still the same as in 1970. Nonetheless, the relative importance of different variables in explaining inequality may be essentially unchanged, and the major social divisions between one class and another which account for the bulk of inequality may also be stable: it is likely that most of the change in the distribution on income in recent years has come about by altering relative mean incomes between one social or economic group and another, in part as a consequence of altering the relative returns to different factors of production.

1. INTRODUCCIÓN

La medición de la desigualdad de ingreso entre individuos u hogares mediante algún índice agregado da una idea de la magnitud de las diferencias entre los ingresos, pero no dice nada sobre por qué existen estas diferencias. Para poder explicar las diferencias de ingresos es necesario encontrar una o más variables asociadas con ellas. Para cualquiera de estas variables resulta natural preguntarse si la desigualdad de ingresos en conjunto

* Organización Panamericana de la Salud.

** Agradezco los útiles comentarios de Héctor Diéguez, Alberto Petrecolla y Robert Ferber sobre una versión preliminar de este análisis, así como los comentarios de un árbitro anónimo.

puede ser descompuesta o desagregada de manera de poder atribuir parte de la desigualdad a diferencias en la variable asociada o explicativa. El coeficiente de Gini de desigualdad nos permite efectuar tal descomposición cuando se divide la población en clases mutuamente excluyentes y exhaustivas. Como resultado obtenemos tres términos: el primero describe la desigualdad de ingreso dentro de cada clase, la que forma parte de la desigualdad que no es explicada por la variable de clasificación; la segunda mide la desigualdad que es producto de diferencias en el ingreso promedio de las distintas clases; y el término residual muestra la contribución a la desigualdad producida por el hecho de que dos o más clases puedan tener ingresos cuyos límites estén sobrepuestos.

Este estudio utiliza la descomposición del coeficiente de Gini para evaluar la forma en que la desigualdad de ingresos entre familias del sector urbano de Latinoamérica se relacionaba con cinco variables potenciales en 1970. Debido a que la distribución de ingresos en los países estudiados ha presentado cambios substanciales en algunos casos en los últimos quince años, no debe esperarse que las contribuciones cuantitativas relativas sean todavía iguales a las de 1970. Sin embargo, la importancia relativa de las diferentes variables para explicar la desigualdad puede permanecer esencialmente igual, y probablemente también permanecen estables las principales divisiones sociales entre una clase y otra, las que son responsables de la mayor parte de la desigualdad. Es probable que gran parte del cambio en la distribución de ingresos en los últimos años se haya producido debido a alteraciones en el ingreso promedio entre un grupo social o económico y otro, en parte como consecuencia de la alteración de los retornos relativos a los distintos factores de producción. Aparte de presentar algunas relaciones estructurales que todavía pueden ser válidas, este estudio puede servir también como base para analizar los cambios en la distribución del ingreso durante los años '70.

Los detalles matemáticos de la descomposición del coeficiente de Gini se encuentran en el Apéndice, junto con una interpretación más detallada de los distintos elementos que fueron utilizados en los cálculos y de los elementos que componen la desigualdad total resultante. También se discute en el Apéndice un tipo de descomposición que es útil cuando solamente se analiza una clase particular de ingresos, tal como sueldos y salarios la cual toma en cuenta el hecho de que muchos individuos o familias pueden no recibir ingresos de este tipo: el porcentaje de ingresos cero contribuye entonces a explicar la desigualdad en la medida en que difiera de una clase a la otra.

2. DESCOMPOSICIÓN DEL INGRESO DE LAS FAMILIAS URBANAS

El desglose más extenso del coeficiente de Gini en Latinoamérica es el análisis efectuado por Diéguez y Petrecolla (1979 y 1982) sobre el ingreso de los hogares en Buenos Aires, Argentina. Además de dividir el coeficiente de Gini entre las clases definidas por cada variable clasificatoria, desarrollan y aplican una clasificación multivariable bajo la cual la diferencia promedio entre dos clases puede depender de una o más variables.

Buenos Aires es una de varias ciudades latinoamericanas encuestadas entre 1966 y 1970 para un estudio del ingreso y consumo de los hogares, efectuado por el programa ECIEL, de Estudios Conjuntos sobre la Integración Económica Latinoamericana. En la última sección de su estudio, Diéguez y Petrecolla presentan algunos resultados sobre siete de estas ciudades para poder comparar el desglose de la desigualdad de ingresos con el obtenido en Buenos Aires. El presente estudio es una extensión y refinamiento de esos resultados, cubriendo diez ciudades en cinco países, además de Argentina, y basado en cálculos ligeramente revisados de los elementos requeridos para efectuar el desglose. En particular, algunas de las estadísticas utilizadas por Diéguez y Petrecolla se basaron en

información global o fueron estimadas por interpolación, mientras que los cálculos que aquí se presentan han sido totalmente desagregados, de manera que los coeficientes de Gini son calculados en la forma más exacta que permiten las muestras. Debido a que el análisis comprende un número tan elevado de ciudades, éste está limitado a desgloses univariados. También se ha extendido el análisis en el caso específico de ingresos provenientes de sueldos y salarios, al considerar el porcentaje de la desigualdad explicado por la presencia de ingresos cero.

Las ciudades comprendidas son las cuatro principales de Colombia, las dos principales tanto de Ecuador como de Venezuela, y la principal de Chile y Perú. En mi libro (1978) se encuentra una descripción de la información y de una variedad de resultados concernientes a la distribución de ingresos. La encuesta de menor tamaño incluye más de 600 observaciones, y la de mayor tamaño, más de 3.000. Al igual que en el análisis de Diéguez y Petrecolla, la unidad de estudio es el hogar, y el ingreso total incluye renta imputada y entradas no-monetarias. Estos ítemes son estimados por cada hogar. La renta imputada, que en la mayoría de los casos es el único componente significativo no-monetario del ingreso, fue comparada con las características habitacionales para observar si guardaba la misma relación con ellas que las rentas pagadas (monetarias). Debido a que las encuestas se limitaron a grandes ciudades, la producción doméstica de alimentos y otras fuentes de ingreso semejantes fueron escasas. No se han hecho correcciones por diferencias en el tamaño o composición de las familias que forman los hogares, pero el tamaño es una de las variables utilizadas para definir las clases. "Población" se refiere solamente a los jefes de hogar, debido a que son sus características las que determinan la clasificación de las familias. Santiago, una de las ciudades estudiadas, fue también analizada por Rodríguez (1982), utilizando datos de dos encuestas de empleo de los años 1968 y 1979. En este estudio se utiliza el desglose univariable del coeficiente de Gini para distinguir los aportes de algunas variables a la desigualdad en las distribuciones del ingreso total de los hogares, el ingreso total per cápita, y el ingreso total proveniente del trabajo de los miembros del hogar. Carrizosa (1983) utilizó los mismos datos de Colombia que se han empleado en este estudio, así como información de otras dos encuestas para calcular los coeficientes de Gini en el total de la población y entre los hogares pobres, pero sin desglosar esta desigualdad total.

La Tabla 1 resume la desagregación triple para las diez ciudades según cinco variables de clasificación: educación, ocupación, edad del jefe de hogar, status que tiene en la fuerza de trabajo y número de miembros que integran la familia. También se muestra el efecto total debido a las diferencias en los ingresos promedio repartido entre las clases. Todos los efectos se muestran como porcentajes del coeficiente global de Gini, el que alcanza desde un 0,43% en Caracas hasta un 0,52% en Quito. La tabla muestra, además, el ingreso promedio familiar de cada ciudad en su equivalente de poder adquisitivo en dólares de 1968. Excepto en Caracas, donde el retorno del petróleo elevó sustancialmente los ingresos, estos promedios estaban todos entre los 3.100 y los 4.700 dólares; y en siete de las diez ciudades oscilaron entre los 3.100 y los 3.900 dólares.

La principal limitación del grupo de variables analizadas es que no permite una clara separación de las causas de la desigualdad de ingresos asociados con la oferta de trabajo y de aquellos asociados con la demanda de trabajo. La edad y educación del jefe de hogar son variables de capital humano estándares asociadas con la oferta de trabajo, pero la única variable asociada con la demanda es la clasificación ocupacional, y hasta el grado en que haya requerimientos educacionales para determinadas ocupaciones, la desigualdad de ingresos no puede ser atribuida a ambas variables sin tomar en cuenta su interacción. El status en la fuerza laboral resulta de la interacción de la oferta y la demanda, mientras que el tamaño de la familia se relaciona con la oferta solamente en el grado en

que determina quién busca o no busca empleo en la familia. En cualquier caso, el limitar las variables de capital humano al jefe de hogar excluye el tipo de análisis realizado por Altimir y Piñera (1982), quienes trabajan con características e ingresos al trabajo individuales y tratan de separar la desigualdad entre las variables relacionadas con la oferta y aquellas relacionadas con la demanda.

De la Tabla 1 se desprenden varios resultados. Primero, la variable que tiene una mayor responsabilidad en la diferencia de ingresos es la educación: en ocho de diez ciudades, más de la mitad del total de la desigualdad se atribuye a diferencias en el ingreso promedio entre las diferentes clases educacionales. Aún queda una desigualdad substancial entre las clases, pero con muy poca sobreposición entre ellas. Segundo, la ocupación del jefe de hogar es, con excepción de Maracaibo, la segunda variable con más responsabilidad para explicar la desigualdad de ingreso, explicando de un 35 a un 50% del total del coeficiente de Gini. También es aparente que las clases separadas de acuerdo a la ocupación son más homogéneas que aquellas clasificadas de acuerdo a la educación: el término de desigualdad interna es menos importante, mientras que la sobreposición de clases es responsable siempre de que por lo menos un 30% de la desigualdad. En cuatro de las diez ciudades, una fracción sustancial de las ocupaciones no pudieron ser clasificadas; estos casos no están incluidos en la categoría "otros".

Tercero, el status en la fuerza laboral no explica casi nada de la desigualdad de ingresos, simplemente debido a que la mayoría de los jefes de hogar están empleados. La desigualdad entre quienes tienen empleo explica siempre, al menos, dos tercios de la desigualdad total, y en siete de las diez ciudades este porcentaje excede el 80%. Incluso si los hogares cuyos jefes están desempleados o fuera de la fuerza laboral tuvieran ingresos promedio mucho menores —lo que sucede en algunas, pero no en todas las ciudades— son demasiado pocos como para afectar substancialmente el desglose. Los resultados podrían, sin embargo, ser diferentes si se considerara el status laboral de *todos* los miembros de la familia, debido a que el desempleo es más común entre quienes no son jefes de hogar y las familias con miembros desempleados pueden tener sistemáticamente ingresos más bajos.

Cuarto, la edad y el tamaño de la familia tienen porcentajes similares, de solamente un 10 a un 20% para explicar las diferencias de ingreso. Ninguna de las dos variables es sistemáticamente más importante que la otra en este aspecto, y ambas son mucho menos importantes que educación y ocupación. El tamaño de la familia puede ser un factor mucho más poderoso para explicar diferencias de ingreso por persona, debido a que en estas ciudades las familias grandes tienden a incluir muchos niños, lo que hace que aunque el ingreso de la familia sea mayor que en las familias pequeñas, su ingreso per cápita es mucho menor. (Musgrove, 1980). Además, el ingreso por persona tiende a ser distribuido en forma mucho menos equitativa. (Musgrove, 1981; Rodríguez, 1982). El tamaño de la familia es menos importante como fuente de desigualdad en Santiago, donde los hogares fueron en promedio aquellos con menos miembros; la misma variable es más importante en Quito, donde el hogar promedio cuenta con más miembros. Generalmente, mientras mayor sea la varianza de una variable, ésta puede explicar más de la desigualdad de ingresos, porque el tamaño medio de la familia y la varianza del mismo, están correlacionadas entre las ciudades. La edad contribuye substancialmente a las diferencias de ingreso entre las personas con educación superior (Musgrove 1979), pero tiene poco efecto en el ingreso de aquellos con educación primaria o menos, los que conforman la mayoría de la población. Para ambas variables, la desigualdad interna responde típicamente por un 30% de la desigualdad de ingresos, porcentaje éste bastante estable en las distintas ciudades, mientras que la sobreposición de ingresos entre clases generalmente contribuye con la mitad de la desigualdad total.

Todos estos descubrimientos son consistentes con la hipótesis de que las diferencias de ingresos entre ocupaciones son la fuente principal de desigualdad, tanto para individuos como para familias, y de que la educación de la persona es la principal determinante de su empleo. La educación parece ser más determinante que el tipo de ocupación para explicar el ingreso, pero esto se debe a que la clasificación de "ocupación" incluye una clase grande y heterogénea de "otros" empleos, cuyos ingresos se sobreponen substancialmente con aquellos de otras clases. La importancia de estas variables de capital humano probablemente se vería fortalecida si se analizaran únicamente los ingresos al trabajo, y se vería debilitada si se utilizara otra medida del bienestar familiar, tal como ingreso por persona. La similitud de resultados entre las ciudades puede ser explicada probablemente por el hecho de que todas están en niveles comparables de desarrollo, con ingresos reales similares y mercados de trabajo también similares. El ingreso anómalamente alto de Caracas no constituye una excepción importante debido a que se deriva más de los ingresos del petróleo que de una diferencia en la distribución de capital humano o de un incremento de la productividad. Estos resultados son similares a los de Altimir y Piñera (1982), quienes descomponen el coeficiente Theil de desigualdad de ingreso al trabajo individual, y en el que muestran resultados similares en todas las ciudades estudiadas.

3. DISTINCIONES DE CLASES Y SUS CONTRIBUCIONES A LA DESIGUALDAD

La contribución de cualquier clase al componente de diferencia de promedios de la desigualdad total depende de su tamaño, el tamaño de las demás clases, y las diferencias de ingreso entre esta clase particular y todas las demás clases. Esta información básica se encuentra en las tablas 2 a 6, correspondiendo una tabla a cada una de las variables clasificatorias. Estas tablas muestran también el término de desigualdad interna para cada clase, y el término de diferencia de promedios para cada par de clases, cuyas sumas aparecen en la Tabla 1. En este nivel de desagregación podemos definir tres preguntas. Primera, ¿existe una clase que contribuya sistemáticamente con un porcentaje importante de la desigualdad total debido a sus diferencias en ingreso promedio con las demás clases, para una variable dada? Segunda, ¿existe una distinción entre solamente dos clases —una división social importante— que aporte regularmente un alto porcentaje de la desigualdad? Y tercera, ¿cómo se relaciona la contribución de una clase particular con su importancia en la población?

Sobre este último punto, esperamos encontrar una relación no-monotónica en la que la contribución a la desigualdad de una clase crezca inicialmente al expandirse la clase, y decline después debido a que su expansión continuada ha hecho disminuir la proporción de la población que forman todas las demás clases. Este efecto no-monotónico se verá reforzado si existe una relación similar entre el tamaño de una clase y su ingreso promedio (en relación con el promedio general). Esto es, si una clase particular tiene siempre un ingreso promedio más alto que el general, se puede esperar que la diferencial de ingreso crezca inicialmente al expandirse la clase, y más tarde se encoja. Esta explicación debería ser más relevante a las variables de capital humano, en las que la tasa de retorno a una característica particular tal como educación o experiencia debería caer cuando más personas adquirieran esa característica. Exactamente esto parece haber ocurrido en Colombia en los años '70 (Carrizosa, 1982), y quizás también en Santiago (Foxley, 1982). Hasta el grado en que los salarios estén relacionados con las tasas de desempleo, que los desempleados compitan por los trabajos de quienes tienen empleo, puede existir la misma relación para las clases definidas por su status en la fuerza laboral, estando la diferencial empleados/desempleados en su punto más amplio en un nivel intermedio de desempleo.

En lo que se refiere a educación (Tablas 1 y 2), la contribución más importante a la desigualdad corresponde siempre a los miembros con educación primaria, quienes conforman la clase más amplia (más de la mitad de la población en siete de las diez ciudades). La educación secundaria es la clase siguiente más numerosa, y en todas las ciudades, excepto Bogotá, aporta el segundo porcentaje más alto a la desigualdad. La gran mayoría del efecto total de las diferencias de promedios nace de las comparaciones de educación primaria/secundaria y primaria/superior, mientras que la diferencia de ingreso entre la educación secundaria y superior, aunque es substancial contribuye con relativamente poco a la desigualdad, mientras que la clase sin educación formal es demasiado pequeña para tener mucho efecto, excepto en Maracaibo. En resumen, es aparente que la desigualdad de ingresos se deriva principalmente de la diferencia entre aquellos que sólo han tenido educación primaria, y los que han tenido más educación. Cerca del 40% del coeficiente Gini general se asocia típicamente con esta distinción. Esta clasificación divide a la población aproximadamente por la mitad (nuevamente con la excepción de Maracaibo), y parece corresponder al cambio en la forma de la distribución del ingreso que se produce cerca del ingreso mediano. En todas las ciudades el ingreso está ligeramente más concentrado en la mitad superior, como si se sobrepusieran dos distribuciones log-normales diferentes (Musgrove, 1978, p. 33). El coeficiente más alto de desigualdad interna ocurre con mayor frecuencia entre los miembros con educación secundaria, quienes se encuentran concentrados sobre la línea media de ingresos. La mayor contribución debida a desigualdad interna, sin embargo, proviene generalmente de la clase con educación primaria, simplemente porque es la más grande.

Las clases definidas por ocupación (Tablas 1 y 3) muestran un patrón menos consistente que aquellos definidos por la educación. Esto se debe en parte a la presencia de una clase amplia y heterogénea que tiene "otras" ocupaciones, y también a una alta tasa de ausencia de respuesta, lo que dejó a un 8 y 16% de todas las ocupaciones sin clasificar, en Santiago, Guayaquil, Lima y Quito. En siete ciudades el mayor aporte de la diferencia de ingresos promedio a la desigualdad provino de la clase profesional, técnica y administrativa, la que invariablemente tiene el ingreso promedio más alto y está altamente correlacionada con el grupo con educación universitaria. Este alto ingreso promedio compensa el hecho de que esta clase es, generalmente, la más pequeña, y constituye aproximadamente un 10% de la población.

La mayor contribución de un par de clases a la desigualdad proviene de la comparación de esta clase con la de los trabajadores manuales, en ocho de diez ciudades. Sin embargo, la segunda contribución en tamaño puede provenir con iguales probabilidades de la diferencia entre trabajos manuales y de oficina, o de oficinistas y ocupaciones superiores. No queda claro, por lo tanto, si la principal división proviene de las ocupaciones manuales versus las no-manuales, o de pequeños grupos de empleos muy bien remunerados ocupados por la clase alta, y todos los demás empleos. Los empleos no-manuales y de oficina son ahora bastante comunes en todas las ciudades y trabajan en ellos entre un 20 a un 30% de la población. Este tipo de ingreso sobrepasa los límites de ingreso tanto de los trabajos manuales como el de profesionales y trabajo administrativo, por lo que es difícil encontrar una separación tan clara como la correspondiente a la distinción entre clase con educación primaria versus clases más educadas. Sin embargo, las ciudades pueden ser divididas en dos, de acuerdo con las diferencias que sean más importantes en ellas. En Bogotá, Barranquilla, Medellín, Lima y Caracas, los dos principales componentes de la desigualdad son las diferencias de ingreso promedio entre profesionales y oficinistas o trabajadores no-manuales, y entre profesionales y trabajadores manuales, separando a la clase ocupacional más alta de todas las demás. En Cali, Santiago, Quito y Maracaibo, los principales componentes de la desigualdad resultaron ser las diferencias entre profesiona-

les y trabajadores no-manuales y entre trabajadores manuales y no manuales. Guayaquil puede ser clasificada en cualquiera de los dos grupos. La principal diferencia entre los dos grupos de ciudades es el tamaño de la clase de trabajadores no-manuales. Con excepción de Lima, el porcentaje de la población que pertenece a esta clase en el primer grupo es tan grande como el de cualquiera de las del segundo grupo de ciudades.

Ajustando los porcentajes de Santiago, Quito y Lima sobre la base de que la falta de información sobre la ocupación, debido a una falta de respuesta, estaba distribuida a lo largo de las ocupaciones en una misma proporción, no cambia el ordenamiento de las ciudades. Parece ser, por lo tanto, que cuando la clase trabajadora no-manual es relativamente pequeña, y conforma un cuarto o menos de la población, está asociada más de cerca con la clase ocupacional profesional, pero que al expandirse hacia un 30% incluye más empleos con ingresos típicos de trabajos manuales. Esto se puede deducir en forma aproximada comparando los ingresos promedio: la tasa ocupación no manual/ocupación manual es, excepto para Maracaibo, siempre menor en el primer grupo de ciudades que en el segundo (bajo 1,63 y sobre 1,74, respectivamente). En resumen, la expansión de la clase de trabajos no manuales parece descender hacia ocupaciones que necesitan menos habilidades y obtienen menores ingresos.

Ninguna de las clases ocupacionales muestra el tipo de relación entre tamaño y contribución a la desigualdad que se planteó anteriormente. Tampoco se encontró este tipo de relación en las clases con educación primaria o secundaria, cuya participación en la desigualdad total es constante a lo largo de diversas ciudades. Existe, sin embargo, una relación no-monotónica muy marcada para la clase con educación universitaria, la que se cumple para todas las ciudades, excepto Quito y Guayaquil, donde los ingresos promedio para esta clase son considerablemente más bajos de lo esperado, dado el porcentaje que ocupan en la población. Esta relación se muestra en la Figura 1, donde la fracción de la población se compara con la contribución de la clase a la desigualdad de la diferencia total de promedios, en vez de compararla con la contribución a la desigualdad total, de modo de eliminar el efecto de la sobreposición y de la desigualdad interna entre las clases. La contribución máxima a la desigualdad parece coincidir con un porcentaje de población de un 9% y al expandirse este porcentaje hacia un 20%, el ingreso promedio relativo de la clase comienza a decaer abruptamente.

Este resultado incluye casi con seguridad un efecto de la calidad de la educación, además del efecto cuantitativo. La educación "superior" incluye todos los tipos de entrenamientos posestudios secundarios, incluyendo posiblemente la educación vocacional que sustituye estudios académicos secundarios, o añade solamente un año o menos de entrenamiento no-académico. Este tipo de educación es muy común en Lima, lo que explica la frecuencia sorprendentemente alta de estudios superiores y las diferencias de ingresos promedio relativamente bajas asociadas con ellos. No es por lo tanto seguro si la rama descendente de la curva que se muestra en el Gráfico 1 existiría si la definición de educación superior fuese idéntica para todas las ciudades. Sin embargo, los resultados de las cuatro ciudades colombianas, donde la definición *sí* es idéntica, muestran claramente que la contribución a la desigualdad de la diferencia promedio crece a una tasa rápidamente decreciente al ser más extendida la educación superior. La clase sin educación formal también parece mostrar una fuerte relación entre tamaño de clase y desigualdad debida a diferencias en el ingreso promedio, pero la relación es esencialmente lineal. Maracaibo constituye un punto extremo, con un altísimo porcentaje de la población, pero igualmente consistente con la relación.

La tercera variable estudiada es la edad a la cual se le puede otorgar una interpretación de capital humano. Ella muestra patrones menos definidos que educación y ocupación (Tablas 1 y 4). Esto se debe indudablemente al hecho de que la edad tiene poco o

ningún efecto para aquellos con escasa educación: un análisis bivariado podría mostrar un fuerte efecto de la edad sobre la desigualdad entre los miembros con educación superior. Generalmente la clase más joven (12-34 años) tiene el ingreso promedio más bajo y, por lo tanto, hace el mayor aporte a la desigualdad. No existen, sin embargo, cambios bruscos en los ingresos con respecto a las edades, e incluso si existieran, su significado en términos de bienestar sería dudoso: las diferencias importantes son aquellas en los perfiles de ingreso a lo largo de la vida.

El status en la fuerza laboral explica al coeficiente Gini casi completamente por desigualdad entre los miembros empleados; las diferencias de promedio contribuyen muy poco, simplemente debido a que los otros dos grupos son muy pequeños (Tablas 1 y 5). En el caso del tamaño de la familia (Tablas 1 y 6) la mayor proporción de la desigualdad se atribuye a una sobreposición de límites, y las diferencias en el ingreso promedio son relativamente pequeñas (los hogares de uno o dos miembros son invariablemente los más pobres en promedio, pero la tasa del mayor al menor ingreso medio es típicamente de 2,0 o menos, mientras que para educación llega hasta 7,0). El análisis de esta variable se ve también complicado por diferencias metodológicas en las encuestas: por ejemplo, la muestra de Lima excluye los hogares de una sola persona, y las encuestas difieren en incluir o no a los empleados domésticos como parte del hogar. No es sorprendente, por lo tanto, que no emerja ningún patrón con respecto a la contribución de las clases de distintos tamaños a la desigualdad total.

4. SUELDOS Y SALARIOS: DESIGUALDAD ENTRE LAS DISTINTAS CLASES DE ACUERDO A EDUCACIÓN Y BARRERAS A LOS SUELDOS

Parte de la desigualdad total resumida en el coeficiente Gini G se debe al hecho de que algunas personas no reciben ingreso de un tipo particular, mientras que el resto se debe a diferencias entre los recipientes de ingresos distintos de cero. Estas últimas se caracterizan por un coeficiente G^n (menor). La introducción de la diferenciación cero/distinto de cero en cada clase de una variable explicatoria implica entonces que el coeficiente total G puede descomponerse en seis términos en vez de tres. Esta desagregación resalta las diferencias entre una clase y la otra en la fracción de la clase que percibe ingresos cero, de manera que también puede decirnos algo sobre las barreras que existen para poder recibir tipos particulares de ingreso.

Por ejemplo, supongamos que la mayoría de los trabajos remunerados con sueldos o salarios requieren de un nivel mínimo de educación, que una gran proporción de la población no posee. En ese caso los que poseen menos educación estarán relativamente impedidos de mantener un empleo con este tipo de remuneración, y tendrán más miembros con cero ingresos que las clases con más educación. Esta desventaja se suma al hecho de que los miembros menos educados que consiguieran empleos remunerados en forma de salario podrán recibir ingresos promedio menores que los miembros más educados que tengan este tipo de empleo. Este efecto no se produce solamente por discriminación hasta el grado en que la inhabilidad de obtener un empleo remunerado refleja una baja productividad, pero el análisis es una variante de la teoría de Pyatt (p. 253) sobre la discriminación como una fuente de la desigualdad total. La diferencia es que él considera una inmovilidad entre la clase de bajo salario y la de salario alto, mientras que nosotros consideramos que el ser miembro de determinada clase constituye también una barrera para recibir cualquier tipo de ingreso salarial. El efecto que tenga esta barrera en la desigualdad del ingreso *total* depende de si aquellos que no tienen acceso a un tipo de ingreso puedan ganar una cantidad similar de alguna otra fuente, por ejemplo, trabajando

en forma independiente. No se puede esperar que todos los hogares *quieran* recibir un tipo de ingreso particular; el trabajar en forma independiente puede ser más atractivo que el empleo con salario para algunas personas, en todos los niveles educacionales. Las diferencias en la proporción de empleos remunerados o de ingresos entre las clases, sin embargo, reflejan presumiblemente las barreras que existen, así como las preferencias.

Por supuesto, las barreras no son necesariamente resultado de la variable que define a las clases, como por ejemplo, el caso en que una clase educacional dada incluya una cantidad desproporcionada de hogares con miembros de edad madura, que no reciben sueldos y salarios simplemente porque se han retirado, y no porque no cumplan con los requisitos para hacerlo. Además, una "barrera" en el sentido en que ha sido descrita aquí no es necesariamente indeseable en términos de bienestar. Generalmente los jóvenes se encuentran con una barrera que les impide recibir pensiones, pero eso no significa que sean discriminados.

Tras esta introducción, nos dedicaremos a analizar el desglose de las desigualdades de sueldos y salarios entre las familias. Los hogares han sido clasificados solamente de acuerdo a educación, puesto que fue la variable que más explicó de la desigualdad del ingreso, y debería afectar particularmente los ingresos provenientes del trabajo. Además, la alta proporción de ocupaciones no clasificadas que se obtuvo en cuatro ciudades hace que la ocupación sea una variable difícil de interpretar al estudiar los ingresos al trabajo.

Los resultados del desglose aparecen en la Tabla 7. La Parte I muestra los seis términos de la descomposición, expresados como proporciones del coeficiente Gini total G , y de su total en pares. De esta forma cada fuente de desigualdad se divide en la parte aportada por los ingresos distintos de cero y en aquella aportada por los ingresos cero. La Parte II de la tabla descompone la desigualdad interna y los efectos de diferencia promedio en clases o pares de clases, de la misma manera que se hizo en la Tabla 2 para el ingreso familiar total y las clases de acuerdo a su educación. Los elementos básicos de información se incluyen en la Tabla 8. Finalmente, la Parte III de la Tabla 7 repite la descomposición en clases y pares de clases para ingresos distintos de cero solamente, y muestra los resultados como proporciones del coeficiente de Gini modificado G^n . Las contribuciones del grupo con salarios distintos de cero en la primera parte son solamente las sumas de estas proporciones sobre clases o pares de clases multiplicadas por G^n/G , de manera de relacionarlas a la desigualdad total. Las contribuciones del grupo de cero ingreso se encuentran de forma residual. Los elementos modificados que se refieren únicamente a los ingresos distintos de cero —proporción de la población, desigualdad interna y tasa del promedio de una clase al ingreso promedio total— son presentados para cada clase, junto con el porcentaje de ingreso cero en la clase, en la segunda parte de la Tabla 8 (la proporción de la población que abarca, incluyendo los ingresos cero, es igual a la de la Tabla 2, por lo que no se repite).

Entre el 20 y el 40% de las familias en nueve ciudades declaran no recibir ingresos de sueldos y salarios; este porcentaje se eleva a un 47% en Barranquilla (Tabla 8). Aún más, con la excepción de Santiago, en estas ciudades la proporción de ingreso cero siempre tiene una relación consistente e inversamente proporcionada con el nivel de educación. En cuatro ciudades, la mitad o más de la clase sin educación no recibe ingresos en sueldos o salarios, mientras que la proporción de ingreso cero entre los de educación superior nunca excede al 30% y a veces es inferior al 20%. *A priori* hay razones para esperar que la presencia de ingresos cero explique gran parte de la desigualdad total; el coeficiente de Gini varía entre un 0,12 y un 0,25, dependiendo de la inclusión o exclusión de los ceros.

Los resultados de la Tabla 7 le atribuyen un porcentaje de la desigualdad total a los ingresos cero, el que varía de un cuarto a un tercio en la mayoría de las ciudades; es más

bajo solamente en Santiago y Lima, y éstas son ciudades con un porcentaje relativamente pequeño de proporciones de ingreso cero en las distintas clases (También son ciudades en las que el jefe de hogar fue definido socialmente en las encuestas, en vez de ser el miembro de la familia que provee el sustento, por lo que la educación del jefe de hogar está menos relacionada con la principal ocupación de un miembro del hogar). Sin embargo, gran parte de esta substancial contribución proviene de la desigualdad interna y de los términos de sobreposición de límites. El efecto de los ingresos cero, específicamente de las diferencias en las proporciones de ingresos cero, sobre el componente de diferencias de promedios generalmente es bastante reducido. En dos ciudades este componente de la desigualdad es negativo, ya sea porque el porcentaje de ceros o el ingreso promedio relativo no varían en forma monótonica con el nivel de educación; en otras tres ciudades este componente está bajo el 3%, y solamente en dos excede al 10% de la desigualdad total.

En resumen, el hecho de que algunos hogares no reciban ingresos en salario incrementa la desigualdad en todas las clases educacionales y, trivialmente, incrementa la sobreposición de ingresos entre las clases; pero existe poca evidencia de que las barreras educacionales a los empleos remunerados con sueldos y salarios sean una fuente importante de desigualdad, incluso considerando solamente el ingreso en forma de sueldos y salarios.

Dos ciudades pueden constituir excepciones a esta generalización. Una es Guayaquil, la que se caracteriza por tener las mayores diferencias entre las clases educacionales en su proporción de ingresos cero: más del 90% de las familias con educación superior declaran recibir sueldos y salarios versus sólo un 40% que declara lo mismo en la clase sin educación formal. La otra ciudad es Maracaibo, donde un 26,5% de los jefes de hogar declara no haber recibido educación formal, mientras que este porcentaje nunca excede el 10% en el resto de las ciudades. Debido a que ésta es la clase con mayores posibilidades de enfrentar barreras en su acceso a los empleos remunerados, su contribución a la desigualdad total adquiere importancia cuando la clase es suficientemente grande. En las ocho ciudades restantes la clase sin educación es demasiado pequeña o difiere muy poco de las demás, para contribuir en forma importante a la desigualdad total mediante la existencia de ingresos cero. La clase con educación primaria es siempre la más numerosa, y sus miembros tienen la suficiente educación como para cumplir los requisitos de muchos empleos remunerados, aunque no como para obtener altos ingresos en forma de salarios. El uso de un concepto distinto de ingreso —ingreso de empleos en el “sector formal”, por ejemplo— podría revelar la existencia de barreras educacionales mucho más importantes.

El hecho de que el mayor porcentaje de desigualdad, que es el resultado de la diferencia de ingresos promedio, proviene siempre de la clase con educación primaria se cumple tanto para el ingreso en forma de sueldos y salarios como para el ingreso total de las familias. También observamos que las dos principales contribuciones de pares de clases provienen de las comparaciones entre las clases con educación primaria versus secundaria, y primaria versus educación superior. Esto es igualmente válido al incluirse o no los ingresos cero, excepto en Guayaquil, donde la clase con educación superior realiza el mayor aporte cuando se excluyen los ingresos cero. (Esto se debe a la escasez de ingresos cero en esa clase, como vimos anteriormente.) Por lo tanto, la principal fuente de desigualdad de ingresos en forma de sueldos y salarios proviene de la separación existente entre aquellos con educación primaria o menos y aquellos con secundaria o más. Esta distinción se ve realzada por el hecho de que una mayor educación incrementa la probabilidad de obtener un empleo remunerado, pero el desglose de la desigualdad es similar, incluso si se consideran solamente los ingresos distintos de cero. No existe una gran bre-

cha entre los ingresos cero y los sueldos y salarios positivos, pero bajos; las grandes diferencias se encuentran entre las remuneraciones altas y bajas.

5. RESUMEN

La ventaja analítica de la desagregación que utiliza el coeficiente de Gini es que provee de un factor de corrección para las diferencias de ingresos promedio entre las clases y, por lo tanto, ofrece una forma de detectar la importancia de tales diferencias. Debido a que los factores de corrección dependen de las proporciones de la población, la desigualdad total es explicada en el grado en que haya dos o más clases observables que difieran significativamente en sus ingresos promedio: el resto de la desigualdad proviene de la sobreposición de los límites de las clases y de la desigualdad existente en el interior de ellas y, por lo tanto, no es explicada por la variable clasificatoria.

La educación emerge como la fuente más poderosa de la desigualdad en el presente análisis. Parece existir una brecha substancial entre las clases con educación primaria o menos y aquellas con educación secundaria o más, la que es responsable de un porcentaje amplio de la desigualdad total. La educación universitaria, a pesar del alto ingreso promedio con que se asocia, contribuye menos a la desigualdad total que la educación primaria, y el porcentaje atribuido a la educación superior alcanza su máximo cuando esta clase conforma cerca de un 10% de la población (de jefes de hogar). Una expansión de la educación debería eventualmente otorgar el mayor porcentaje de la desigualdad a la educación secundaria y puede incrementar la importancia de la diferencia entre educación secundaria y universitaria.

La ocupación es la segunda fuente en importancia de las diferencias de ingreso. Siempre existe un gran componente de desigualdad que nace de las diferencias entre los empleos manuales y los profesionales, técnicos y administrativos. La clase que tiene empleos no-manuales, cuyo ingreso promedio está siempre entre estos dos grupos, tiende a agruparse más con las ocupaciones manuales cuando es una clase numerosa, y cuando es pequeña se asocia más con las ocupaciones de alta especialización.

El resto de las variables examinadas: edad, status en la fuerza laboral y tamaño de la familia, explican mucho menos de la desigualdad de ingresos, puesto que las diferencias de ingresos promedio son menos pronunciadas, y un porcentaje mucho mayor de la desigualdad se debe a diferencias internas (en el caso de empleo) o a sobreposición de los límites de las clases. En general, las variables que mejor explican la desigualdad son las que mejor explican los ingresos individuales, debido a que el ingreso que proporciona el trabajo es la principal fuente de entradas de la mayoría de las familias, muchas de las cuales tienen solamente un proveedor de ingresos.

El análisis del efecto de los ingresos cero en forma de sueldos y salarios se puede resumir como sigue. Primero, la probabilidad de que una familia reciba ingresos de este tipo aumenta con el nivel educacional, lo que sugiere que los requisitos educacionales forman barreras para lograr un empleo remunerado que puede contribuir substancialmente a la desigualdad total. Segundo, gran parte de la contribución a la desigualdad que nace de los ingresos cero no está relacionada con la ordenación de clases educacionales, sino que aparece como "ruido" dentro de cada clase y aumenta la sobreposición de aquéllas. Tercero, sin importar la forma en que se traten los ingresos cero, la diferencia entre los grupos con educación primaria o menos y secundaria o más aporta la mayor parte de la desigualdad total explicable. La falta de educación es una barrera a los empleos remunerados con sueldos y salarios mejor pagados y, en un menor grado, una barrera para obtener este tipo de empleo. El primer efecto domina sobre el segundo, a menos que la clase sin educación sea excluida discriminatoriamente de los empleos remunerados mediante sueldos y salarios, o que sea muy numerosa.

TABLA 1

DESGLOSE DE LA DESIGUALDAD DEL INGRESO TOTAL DE LAS FAMILIAS POR CIUDAD,
VARIABLES CLASIFICATORIAS Y FUENTES DE LA DESIGUALDAD
(% del coeficiente de Gini General)

Ciudad	Bogotá	Barranquilla	Cali	Medellín	Santiago	Quito	Guayaquil	Lima	Caracas	Maracaibo
Ingreso Promedio (US\$ 1968)	4,147	3,310	3,172	3,477	3,488	3,658	3,898	4,698	6,159	3,374
Coefficiente de Gini (año)	0,472	0,465	0,483	0,504	0,454	0,518	0,493	0,488	0,429	0,440
	<i>Educación del Jefe de Hogar</i>									
Desigualdad Interna	0,242	0,273	0,333	0,313	0,280	0,283	0,305	0,285	0,270	0,305
Diferencia de Promedios	0,635	0,614	0,556	0,529	0,553	0,597	0,514	0,449	0,544	0,463
Sin Educación	0,040	0,045	0,027	0,017	0,012	0,026	0,013	0,006	0,049	0,115
Primaria	0,228	0,239	0,243	0,218	0,205	0,247	0,222	0,173	0,194	0,153
Secundaria	0,181	0,219	0,209	0,156	0,179	0,206	0,166	0,120	0,163	0,107
Superior	0,185	0,111	0,078	0,138	0,157	0,118	0,112	0,086	0,138	0,088
Sobreposición	0,123	0,113	0,111	0,158	0,168	0,120	0,181	0,266	0,186	0,232
					(a)	(a)	(a)	(a)		
	<i>Ocupación del Jefe del Hogar</i>									
Desigualdad Interna	0,216	0,210	0,230	0,213	0,139	0,149	0,196	0,172	0,222	0,225
Diferencia de Medias	0,484	0,493	0,420	0,444	0,337	0,385	0,351	0,382	0,471	0,472
Manual	0,134	0,113	0,142	0,111	0,112	0,119	0,081	0,130	0,097	0,106
No-Manual	0,113	0,109	0,098	0,085	0,092	0,097	0,097	0,071	0,112	0,115
Prof., Técnica y Administrativa	0,168	0,175	0,111	0,169	0,125	0,112	0,111	0,139	0,184	0,124
Otra	0,069	0,096	0,069	0,080	0,048	0,058	0,064	0,043	0,077	0,127
Sobreposición	0,300	0,297	0,350	0,343	0,484	0,466	0,453	0,446	0,307	0,303

Edad del Jefe del Hogar

Desigualdad Interna	0,318	0,339	0,311	0,290	0,294	0,292	0,308	0,315	0,354
Diferencia de Promedios	0,142	0,101	0,135	0,160	0,248	0,150	0,173	0,205	0,103
12-34 años	0,044	0,046	0,058	0,059	0,096	0,070	0,061	0,094	0,032
35-49 años	0,043	0,032	0,038	0,036	0,073	0,042	0,051	0,061	0,039
50-64 años	0,047	0,016	0,023	0,042	0,061	0,031	0,051	0,045	0,012
Sobre 64	0,008	0,006	0,016	0,027	0,018	0,010	0,010	0,006	0,020
Sobreposición	0,540	0,560	0,554	0,550	0,458	0,558	0,519	0,480	0,543
			(b)						

Status del Jefe de Hogar en la Fuerza Laboral

Desigualdad Interna	0,863	0,818	0,743	0,683	0,761	0,824	0,816	0,918	0,851
Diferencia de Promedios	0,006	0,088	0,024	0,077	0,079	0,027	0,034	0,004	0,096
Empleado	0,003	0,043	0,011	0,036	0,039	0,013	0,016	0,002	0,048
Desempleado	0,000	0,016	0,011	0,015	0,003	0,001	0,007	(c)	0,001
Fuera de Fuerza Laboral	0,000	0,028	0,003	0,027	0,036	0,014	0,010	0,002	0,047
Sobreposición	0,131	0,094	0,233	0,240	0,160	0,149	0,150	0,078	0,053

Tamaño de la Familia

Desigualdad Interna	0,319	0,335	0,319	0,298	0,295	0,313	0,345	0,301	0,308
Diferencia de Promedios	0,134	0,190	0,147	0,082	0,209	0,124	0,175	0,197	0,187
1-2 miembros	0,023	0,019	0,024	0,026	0,063	0,049	0,015	0,049	0,042
3-4 miembros	0,041	0,044	0,053	0,019	0,035	0,016	0,061	0,062	0,042
5-7 miembros	0,037	0,056	0,037	0,024	0,056	0,047	0,050	0,057	0,064
8 o más	0,034	0,070	0,037	0,014	0,055	0,029	0,050	0,028	0,039
Sobreposición	0,547	0,475	0,534	0,620	0,496	0,563	0,480	0,502	0,505

(a) Los porcentajes suman menos de 1.000, debido a las ocupaciones no-clasificadas.

(b) Ingreso promedio más alto para desempleados y más bajo para empleados.

(c) No se reportaron jefes de hogar desempleados.

TABLA 2

EDUCACION: INFORMACION BASE Y CONTRIBUCION DE CLASES A LA DESIGUALDAD

	Bogotá	Barran- quilla	Cali	Medellín	Santiago	Quito	Guaya- quil	Lima	Caracas	Maracaibo
% de la Población										
Sin Educ. (N)	0,070	0,083	0,043	0,038	0,022	0,035	0,031	0,014	0,078	0,265
Primaria (P)	0,514	0,551	0,628	0,633	0,464	0,511	0,585	0,466	0,462	0,540
Secundaria (S)	0,328	0,324	0,290	0,271	0,412	0,366	0,293	0,339	0,345	0,152
Superior (H)	0,086	0,042	0,039	0,058	0,086	0,087	0,089	0,177	0,114	0,043
% del Ingreso										
Sin Educación	0,032	0,041	0,017	0,021	0,011	0,008	0,018	0,010	0,036	0,163
Primaria	0,310	0,340	0,418	0,418	0,279	0,265	0,367	0,297	0,311	0,487
Secundaria	0,396	0,474	0,451	0,363	0,466	0,515	0,412	0,364	0,420	0,229
Superior	0,260	0,145	0,114	0,198	0,232	0,210	0,200	0,325	0,233	0,121
Ingreso Promedio	0,454	0,497	0,396	0,559	0,515	0,228	0,584	0,682	0,460	0,615
Relativo al	0,603	0,616	0,665	0,660	0,601	0,518	0,627	0,638	0,673	0,902
Promedio General	1,210	1,465	1,557	1,339	1,133	1,406	1,408	1,074	1,217	1,508
	3,032	3,442	2,955	3,419	2,699	2,412	2,253	1,840	2,039	2,780
Coefficiente	0,361	0,313	0,294	0,296	0,353	0,379	0,341	0,499	0,349	0,396
de Gini	0,341	0,315	0,390	0,402	0,336	0,400	0,409	0,420	0,381	0,386
	0,387	0,428	0,433	0,472	0,400	0,454	0,463	0,458	0,358	0,397
	0,384	0,260	0,295	0,379	0,355	0,367	0,378	0,423	0,311	0,344
	<i>Porcentajes del Coeficiente de Gini General</i>									
Desigualdad	0,002	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,039
Interna	0,115	0,127	0,212	0,211	0,096	0,104	0,178	0,119	0,128	0,231
	0,106	0,141	0,117	0,092	0,169	0,165	0,113	0,116	0,121	0,031
	0,018	0,003	0,003	0,009	0,016	0,013	0,014	0,050	0,019	0,004
Diferencia de	0,011	0,012	0,015	0,005	0,002	0,010	0,002	0,001	0,018	0,093
Promedios	0,037	0,056	0,030	0,016	0,012	0,029	0,015	0,004	0,048	0,082
	0,033	0,022	0,009	0,012	0,009	0,013	0,009	0,006	0,033	0,057
	0,217	0,326	0,355	0,231	0,224	0,321	0,272	0,141	0,202	0,113
	0,228	0,141	0,115	0,200	0,185	0,162	0,172	0,203	0,168	0,100
	0,109	0,058	0,032	0,065	0,122	0,062	0,045	0,094	0,076	0,019

TABLA 3

OCUPACION: INFORMACION BASE Y CONTRIBUCION DE CLASES A LA DESIGUALDAD

		Barran- quilla	Bogotá	Cali	Medellín	Santiago	Quito	Guaya- quil	Lima	Caracas	Maracaibo
% Población	Manual (M)	0,371	0,362	0,402	0,344	0,345	0,381	0,303	0,340	0,228	0,334
	No Manual (NM)	0,302	0,287	0,280	0,280	0,216	0,193	0,302	0,231	0,335	0,254
	Prof., Técn. (PT)	0,116	0,092	0,081	0,084	0,098	0,108	0,085	0,174	0,222	0,086
	Otra (O)	0,211	0,259	0,236	0,293	0,145	0,182	0,228	0,133	0,215	0,326
% Ingreso	Manual	0,245	0,278	0,189	0,252	0,231	0,221	0,218	0,204	0,144	0,283
	No Manual	0,316	0,297	0,322	0,268	0,261	0,261	0,329	0,225	0,317	0,309
	Prof. Técn.	0,275	0,256	0,265	0,254	0,242	0,237	0,203	0,332	0,380	0,195
	Otra	0,165	0,169	0,224	0,246	0,096	0,108	0,155	0,138	0,158	0,215
Ingreso Promedio Relativo a	Manual	0,660	0,770	0,659	0,675	0,669	0,582	0,720	0,599	0,633	0,845
	No Manual	1,045	1,032	1,149	0,960	1,209	1,354	1,088	0,972	0,947	1,217
	Prof. Técn.	2,365	2,768	2,318	3,038	2,472	2,195	2,389	1,904	1,713	2,268
	Otra	0,783	0,655	0,949	0,840	0,659	0,591	0,683	1,037	0,736	0,655
Coeficiente de Gini	Manual	0,364	0,411	0,408	0,392	0,328	0,397	0,432	0,441	0,340	0,341
	No Manual	0,405	0,462	0,434	0,412	0,400	0,429	0,468	0,443	0,369	0,404
	Prof. Técn.	0,431	0,510	0,337	0,428	0,373	0,448	0,390	0,370	0,339	0,437
	Otra	0,466	0,521	0,563	0,503	0,427	0,538	0,477	0,527	0,475	0,397
% del Coeficiente Total de Gini											
Desigualdad Interna	Manual	0,070	0,074	0,074	0,062	0,057	0,064	0,052	0,053	0,026	0,043
	No Manual	0,082	0,077	0,081	0,061	0,050	0,042	0,094	0,047	0,091	0,072
	Prof. Técn.	0,029	0,019	0,013	0,018	0,019	0,022	0,015	0,052	0,067	0,017
	Otra	0,034	0,039	0,062	0,072	0,013	0,020	0,034	0,020	0,038	0,063
Diferencia de Promedios	M-NM	0,092	0,059	0,114	0,054	0,089	0,109	0,068	0,060	0,056	0,072
	M-PT	0,156	0,143	0,112	0,135	0,134	0,128	0,087	0,159	0,127	0,093
	M-O	0,020	0,023	0,057	0,033	0,001	0,001	0,005	0,041	0,012	0,047
	NM-PT	0,098	0,099	0,055	0,096	0,059	0,034	0,068	0,077	0,133	0,052
	NM-O	0,035	0,060	0,027	0,020	0,038	0,052	0,056	0,004	0,035	0,105
PT-O	0,082	0,108	0,054	0,107	0,057	0,061	0,067	0,041	0,108	0,103	

TABLE 5
 STATUS EN LA FUERZA LABORAL: INFORMACION BASE Y CONTRIBUCIONES:
 DE CLASE A LA DESIGUALDAD

	Barran-			Guaya-			Lima	Caracas	Maracaibo		
	Bogotá	quilla	Cali	Medellín	Santiago	Quito				quil	
% de la Población	Empleado (E)	0,927	0,883	0,905	0,848	0,793	0,882	0,911	0,887	0,960	0,904
	Desempleado (U)	0,005	0,024	0,015	0,017	0,019	0,004	0,007	0,014	0,000	0,004
	Fuera de la Fuerza Lab. (NL)	0,068	0,093	0,080	0,135	0,185	0,114	0,080	0,098	0,098	0,040
% del Ingreso	Empleado	0,930	0,923	0,907	0,857	0,826	0,842	0,899	0,903	0,958	0,947
	Desempleado	0,001	0,010	0,010	0,004	0,007	0,007	0,006	0,006	0,000	0,003
	Fuera de la Fuerza Lab.	0,068	0,067	0,083	0,138	0,165	0,151	0,093	0,090	0,042	0,050
Ingreso Promedio Relativo al Promedio General	Empleado	1,004	1,045	1,002	1,011	1,042	0,954	0,987	1,019	0,998	1,047
	Desempleado	0,287	0,401	0,696	0,271	0,347	1,953	0,905	0,454	0,000	0,835
	Fuera de la Fuerza Lab.	0,998	0,728	1,027	1,024	0,892	1,324	1,162	0,912	1,048	0,541
Coeficiente de Gini	Empleado	0,470	0,463	0,489	0,503	0,453	0,520	0,491	0,492	0,427	0,435
	Desempleado	0,192	0,290	0,337	0,385	0,430	0,437	0,576	0,362	0,000	0,373
	Fuera de la Fuerza Lab.	0,489	0,428	0,424	0,490	0,436	0,475	0,493	0,428	0,458	0,402
<i>Porcentajes del Coeficiente de Gini General</i>											
Desigualdad Interna	Empleado	0,858	0,812	0,830	0,725	0,654	0,745	0,816	0,809	0,916	0,847
	Desempleado	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Fuera de la Fuerza Lab.	0,005	0,006	0,006	0,018	0,029	0,016	0,007	0,008	0,002	0,004
Diferencia de Promedios	(E - U)	0,005	0,030	0,008	0,008	0,024	0,006	0,001	0,014	0,000	0,002
	(U - NL)	0,000	0,002	0,001	0,003	0,004	0,001	0,000	0,001	0,000	0,000
	(E - NL)	0,001	0,055	0,004	0,003	0,048	0,072	0,026	0,019	0,004	0,094

TABLA 6

TAMAÑO DE LA FAMILIA: INFORMACION BASE Y CONTRIBUCION DE CLASE A LA DESIGUALDAD

	Bogotá	Barranquilla	Calí	Medellín	Santiago	Quito	Guayaquil	Lima	Caracas	Maracaibo
Proporción de la Población										
1-2 miembros (1)	0,059	0,045	0,064	0,063	0,178	0,129	0,096	0,027	0,100	0,089
3-4 miembros (2)	0,236	0,203	0,231	0,231	0,326	0,222	0,217	0,228	0,335	0,224
5-7 miembros (3)	0,410	0,430	0,477	0,356	0,377	0,423	0,419	0,431	0,378	0,393
8 o más (4)	0,296	0,322	0,227	0,351	0,119	0,227	0,268	0,314	0,186	0,294
Proporción del Ingreso										
1-2 miembros	0,037	0,028	0,041	0,041	0,155	0,062	0,048	0,014	0,058	0,052
3-4 miembros	0,204	0,166	0,198	0,181	0,339	0,212	0,198	0,174	0,303	0,198
5-7 miembros	0,431	0,419	0,483	0,389	0,399	0,441	0,466	0,449	0,427	0,449
8 o más miembros	0,327	0,388	0,278	0,389	0,107	0,284	0,288	0,363	0,211	0,300
Ingreso Promedio	0,631	0,620	0,639	0,655	0,870	0,486	0,499	0,539	0,581	0,585
Relativo al Promedio General	0,865	0,814	0,859	0,786	1,039	0,957	0,914	0,760	0,905	0,880
1-2 miembros	1,054	0,976	1,011	1,094	1,058	1,043	1,110	1,042	1,130	1,142
3-4 miembros	1,106	1,203	1,222	1,107	0,905	1,253	1,076	1,156	1,132	1,021
5-7 miembros	0,484	0,452	0,411	0,451	0,535	0,495	0,467	0,399	0,361	0,432
8 o más miembros	0,478	0,439	0,440	0,461	0,449	0,507	0,503	0,449	0,396	0,459
Coefficiente de Gini	0,466	0,452	0,487	0,522	0,440	0,485	0,481	0,479	0,429	0,444
	0,455	0,471	0,499	0,498	0,373	0,537	0,472	0,504	0,446	0,393
<i>Porcentajes del Coeficiente de Gini Total</i>										
Desigualdad Interna										
1-2 miembros	0,002	0,001	0,002	0,002	0,032	0,008	0,004	0,000	0,005	0,005
3-4 miembros	0,049	0,032	0,042	0,038	0,109	0,046	0,044	0,037	0,094	0,046
5-7 miembros	0,174	0,175	0,232	0,143	0,146	0,175	0,191	0,190	0,162	0,178
8 o más	0,093	0,127	0,065	0,135	0,010	0,067	0,074	0,118	0,041	0,079
(1) - (2)	0,007	0,004	0,007	0,004	0,022	0,026	0,018	0,007	0,025	0,014
(1) - (3)	0,022	0,015	0,024	0,019	0,028	0,058	0,050	0,012	0,088	0,094
(1) - (4)	0,018	0,018	0,018	0,020	0,002	0,043	0,030	0,010	0,024	0,026
(2) - (3)	0,039	0,031	0,034	0,050	0,005	0,016	0,036	0,057	0,066	0,051
(2) - (4)	0,036	0,055	0,039	0,051	0,011	0,029	0,019	0,058	0,033	0,020
(3) - (4)	0,014	0,068	0,048	0,003	0,015	0,039	0,008	0,032	0,000	0,032

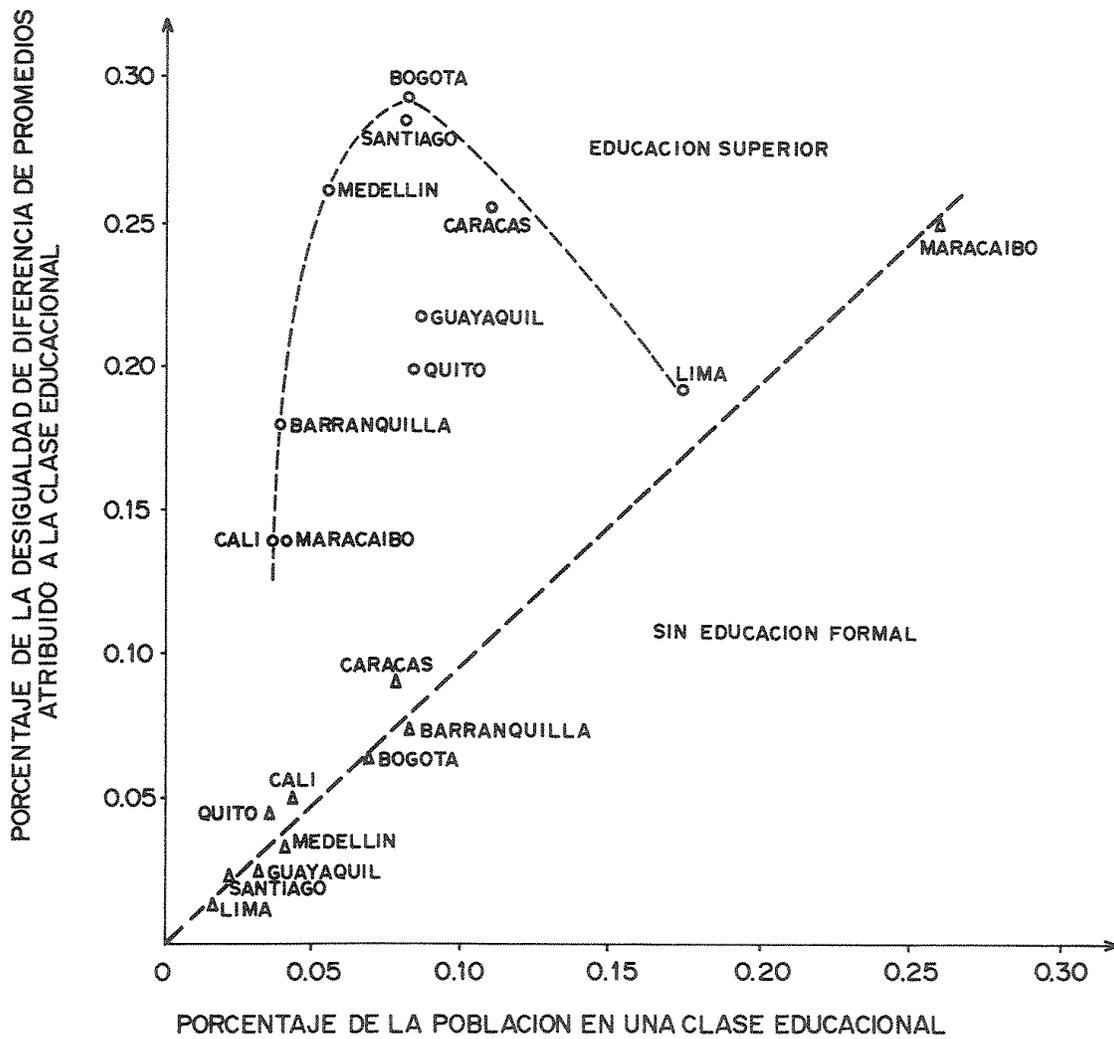
TABLA 8
SUELDOS Y SALARIOS DE CLASES DE ACUERDO A SU EDUCACION: INFORMACION BASE

	Bogotá	Barranquilla	Cali	Medellín	Santiago	Quito	Guayaquil	Lima	Caracas	Maracaibo
Promedio anual en dólares de 1968 (incluyendo ceros)	1605	1114	1167	1174	1498	1234	2032	2377	3818	1855
Ciudad (excluyendo ceros)	2374	2109	1871	1884	2096	1740	3015	3139	4255	2958
Porcentaje del ingreso (a)										
Sin educación	0,028	0,026	0,019	0,015	0,011	0,007	0,013	0,010	0,028	0,138
Primaria	0,312	0,278	0,422	0,428	0,299	0,441	0,450	0,317	0,300	0,411
Secundaria	0,387	0,519	0,433	0,357	0,425	0,383	0,355	0,362	0,443	0,297
Superior	0,273	0,177	0,126	0,200	0,254	0,169	0,182	0,307	0,229	0,154
Ingreso Promedio Relativo al Promedio General										
Sin educación	0,401	0,314	0,445	0,401	0,485	0,121	0,457	0,656	0,362	0,520
Primaria	0,606	0,504	0,672	0,676	0,645	0,777	0,710	0,653	0,648	0,761
Secundaria	1,182	1,604	1,494	1,314	1,031	1,316	1,268	1,131	1,284	1,957
Superior	3,182	4,199	3,265	3,461	2,957	2,025	3,152	1,738	2,006	3,553
Coefficiente de Gini										
Sin educación	0,691	0,702	0,660	0,657	0,597	0,648	0,628	0,791	0,569	0,668
Primaria	0,509	0,675	0,565	0,567	0,502	0,582	0,648	0,611	0,498	0,624
Secundaria	0,559	0,635	0,571	0,582	0,568	0,545	0,498	0,575	0,436	0,496
Superior	0,547	0,509	0,489	0,505	0,534	0,468	0,582	0,450	0,392	0,410
Ingreso Promedio Relativo al ingreso cero										
Sin educación	0,477	0,581	0,461	0,468	0,415	0,500	0,600	0,649	0,330	0,472
Primaria	0,309	0,510	0,390	0,386	0,250	0,308	0,394	0,266	0,217	0,407
Secundaria	0,325	0,394	0,339	0,353	0,317	0,237	0,193	0,230	0,150	0,151
Superior	0,260	0,354	0,322	0,327	0,260	0,217	0,098	0,171	0,170	0,130
Total	0,324	0,472	0,376	0,377	0,285	0,291	0,326	0,243	0,197	0,373
Porcentaje de la población										
Sin educación	0,054	0,066	0,037	0,032	0,018	0,025	0,018	0,006	0,065	0,223
Primaria	0,525	0,511	0,614	0,624	0,487	0,499	0,526	0,452	0,450	0,511
Secundaria	0,328	0,372	0,307	0,281	0,394	0,394	0,351	0,345	0,365	0,206
Superior	0,094	0,051	0,042	0,063	0,089	0,096	0,119	0,194	0,118	0,060
Ingreso Promedio Relativo al Promedio General										
Sin educación	0,310	0,396	0,515	0,470	0,593	0,172	0,770	1,415	0,434	0,618
Primaria	0,593	0,543	0,687	0,686	0,615	0,796	0,790	0,673	0,665	0,805
Secundaria	1,184	1,398	1,410	1,265	1,079	1,225	1,059	1,112	1,213	1,445
Superior	2,907	3,432	3,005	3,204	2,857	1,834	2,855	1,587	1,941	2,551
Coefficiente de Gini										
Sin educación	0,409	0,289	0,369	0,355	0,311	0,296	0,070	0,405	0,357	0,371
Primaria	0,209	0,337	0,287	0,295	0,336	0,396	0,419	0,470	0,359	0,366
Secundaria	0,367	0,398	0,351	0,354	0,367	0,404	0,378	0,448	0,335	0,406
Superior	0,388	0,240	0,246	0,264	0,370	0,321	0,537	0,337	0,287	0,323

(a) La proporción de los ingresos es igual tomando o no en cuenta los ingresos cero.
(b) Los porcentajes poblacionales, incluyendo los ingresos cero se encuentran en la tabla 2.

FIGURA 1

PORCENTAJES DE LA DESIGUALDAD TOTAL DE DIFERENCIA DE PROMEDIOS Y DE POBLACION EN DOS CLASES EDUCACIONALES (SIN EDUCACION FORMAL, Y EDUCACION SUPERIOR) EN DIEZ CIUDADES LATINOAMERICANAS



APENDICE: DESCOMPOSICION DEL COEFICIENTE DE GINI

El coeficiente de Gini de desigualdad de ingresos puede expresarse en la ecuación:

$$G = (1/2n^2) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{|Y_i - Y_j|}{M} \quad (1)$$

donde i, j son unidades en una población de n unidades; Y_i, Y_j son sus ingresos; y $M = \sum_{i=1}^n Y_i/n$ es su ingreso promedio. Esto es, el coeficiente de Gini es la proporción entre la diferencia promedio absoluta entre pares de ingresos y el doble del ingreso promedio. Si la población se divide en m clases exhaustivas y mutuamente excluyentes, dos unidades cualesquiera que se comparen pueden pertenecer a la misma clase o a una distinta. El coeficiente Gini se puede descomponer en tres términos, dos de los cuales son funciones solamente de los tamaños, ingresos promedio y desigualdad interna de las clases. El tercer término, que desaparece si *todos* los miembros de una clase más acomodada en promedio que otra son más ricos que *todos* los miembros de la clase más pobre, admite la posibilidad de que un miembro de una clase con mayores medios pueda tener un ingreso más bajo que un miembro de una clase más pobre.

El desglose desarrollado por Pyatt (1976), siguiendo a Bhattacharya y Mahalanobis (1964), deja la ecuación:

$$G = \sum_{k=1}^m \Pi_k P_k G_k + \sum_{\substack{k=2 \\ k > h}}^m \sum_{h=1}^{m-1} \frac{\Pi_h P_k (M_k - M_h)}{M_n} + \sum_{k=1}^m \sum_{\substack{h=1 \\ k \neq h}}^m \Pi_h P_k e^*_{hk} \quad (2)$$

donde P_k es la proporción de la población que pertenece a la clase k

M_k es el ingreso promedio de la clase k

$\Pi_k = P_k M_k/M$ es la proporción del ingreso de la clase k

G_k es el coeficiente Gini dentro de la clase k .

$k > h$ significa $M_k > M_h$, o sea, que la clase k tiene un ingreso promedio mayor al de la clase h , y e^*_{hk} es la diferencia promedio entre los ingresos de los miembros de la clase k y los miembros de la clase h que tienen ingresos *más altos*, a pesar de pertenecer a una clase de menores ingresos en promedio.

Claramente $e^*_{hk} = 0$ si el miembro más pobre de la clase k gana por lo menos lo mismo que el miembro más rico de la clase h . El término e^*_{hk} es por lo tanto el porcentaje de la desigualdad total debido al hecho de que los límites de dos o más clases se superponen unos sobre otros. El primer término de (2) es la contribución a la desigualdad total debida a la desigualdad interna de ingresos en cada clase, y el segundo término es la contribución a la desigualdad total que nace de las diferencias de ingreso promedio entre las clases. Este término se puede reescribir de manera que se pueda comparar el promedio de cada clase con el ingreso promedio general, quedando:

$$\sum_{k=2}^m \sum_{\substack{h=1 \\ k > h}}^{m-1} P_k P_h \frac{(M_k - M_h)}{M} \quad (3)$$

y en forma similar el primer término se puede expresar como

$$\sum_{k=1}^m P_k^2 (M_k/M) G_k \quad (4)$$

En la interpretación de Pyatt, el coeficiente Gini completo es la ganancia de ingreso esperada para un individuo al que se le permite comparar su ingreso con el de cualquier otro individuo escogido al azar, y dejar para sí el ingreso más alto de los dos. Si los dos individuos pertenecen a la misma clase, la ganancia es expresada por el coeficiente de Gini para esa clase (G_k). Si pertenecen a clases distintas, los miembros de la clase más pobre pueden esperar en promedio un incremento de su ingreso (debido a que $M_k > M_h$), pero puede suceder que ellos se comparen con un individuo más pobre que pertenezca a una de las clases más ricas. Esta posibilidad —que no todo movimiento de una clase más pobre a una más rica representa necesariamente una ganancia— es expresada por el término e^*_{hk} .

Esta interpretación parte de las unidades individuales de población. Si partiésemos de las clases, la descomposición se puede interpretar como una división de la desigualdad total entre las clases. Atribuyéndola a una clase particular k la mitad de los términos de diferencia de promedio y sobreposición entre ella y cada una de las demás clases, y sumando a esto el efecto de desigualdad dentro de la misma clase, obtenemos

$$\Gamma_k = P_k^2 \frac{M_k}{M} G_k + \frac{1}{2} \frac{P_k}{M} \sum_{\substack{h=1 \\ h \neq k}}^m P_h |M_k - M_h| + \frac{1}{2} P_k \sum_{\substack{h=1 \\ h \neq k}}^m \Pi_h e^*_{hk} \quad (5)$$

donde $G = \sum_k \Gamma_k$. El segundo término en Γ_k se reduce a la expresión (1) para el coeficiente Gini total, donde cada clase consiste en un solo individuo: $P_h = P_k = 1/n$; $G_k = e^*_{hk} = 0$. En el otro extremo $\Gamma_k = G_k = G$ si solamente hay una clase, debido a que entonces $P_h = \Pi_h = 0$ para $h \neq k$.

Las diferencias de ingreso entre individuos son “explicadas” por una variable clasificatoria, sólo en el grado en que las diferencias de promedios entre clases contribuyan a la desigualdad total. La desigualdad dentro de una misma clase no está explicada obviamente por la separación en clases, mientras que cualquier sobreposición entre éstas implica que el individuo podría tener el mismo ingreso en cualquiera de las dos clases. Una partición perfecta le atribuye entonces toda la desigualdad a las diferencias de promedios entre las clases, al igual que cuando el coeficiente Gini total se atribuye a las diferencias en ingresos entre individuos. Cuando las clases tienen menos intersección (e^*_{hk} es menor) y son más homogéneas internamente (G_k es menor), nos acercamos más a este estado. Si el término de diferencia de promedio es identificado como la parte “explicada” de la desigualdad, cada clase contribuye a esta explicación con un término:

$$\Gamma_k^* = \frac{1}{2} \frac{P_k}{M} \sum_{\substack{h=1 \\ h \neq k}}^m P_h |M_k - M_h| \quad (6)$$

que es el segundo término de Γ_k (5).

La descomposición puede ser también interpretada como que asigna porcentajes a las tres fuentes de desigualdad de ingreso. El porcentaje adecuado para la desigualdad dentro de la misma clase (G_k) es $\Pi_k P_k$, o $P_k^2 M_k/M$: lo que implica que la concentración en una clase importa más mientras más grande sea la clase y mayor sea su ingreso promedio en relación al promedio general. La proporción adecuada para comparar una clase más rica (k) con una más pobre (h), ya sea que la comparación se refiera a una diferencia de promedios o a una intersección entre sus distribuciones de ingreso, es $\Pi_h P_k$. Si e_{hk}^* se escribe como e_{hk}/M_h , la proporción puede ser expresada, como en la expresión (3), como $P_k P_h$: implicando que las comparaciones son más significativas mientras más grandes sean ambas clases, donde la mayor proporción corresponde a una comparación entre dos clases, en cada una de las cuales se incluya a la mitad de la población.

La principal limitación analítica del coeficiente de Gini como medida de la desigualdad es que no se puede descomponer en efectos que provienen de dentro de una misma clase y en efectos entre las clases, excepto cuando las clases están definidas de manera que el término de sobreposición de límites entre las clases desaparezca. Como ha demostrado Bourignon (1979), la única medida de desigualdad desglosable de porcentaje de población es el logaritmo del ingreso promedio menos el promedio de los logaritmos de los ingresos individuales. La única medida desglosable de porcentajes de ingreso es el coeficiente de Theil. Esto significa que dependiendo de la forma en que se separe a la población en clases, una parte substancial de la desigualdad de ingresos puede ser "inexplicable" por las variables clasificatorias cuando se descompone el coeficiente de Gini. Sin embargo, la fracción de la desigualdad que *sí* es explicada —el efecto total de las diferencias de promedios— aún puede ser dividida en forma exacta entre las clases, como en la ecuación (6).

El coeficiente de Gini se puede descomponer de acuerdo a la ecuación (2) para cualquier tipo o fuente de ingreso, pero el análisis es complicado por el hecho de que algunos hogares pueden no recibir ingresos de esa fuente. Si Z_k es la fracción de hogares de la clase k con cero ingreso de un tipo particular, y $Z = \sum_k P_k Z_k$ es la proporción cero de toda la población, el coeficiente Gini de quienes reciben ingresos distintos de cero se expresa como:

$$G_k^n = \frac{G_k - Z_k}{1 - Z_k} \text{ para la clase } k, \text{ y } G^n = \frac{G - Z}{1 - Z} \quad (7)$$

en total. La proporción de la población y el ingreso promedio relativo se ven afectados de la siguiente forma:

$$P_k^n = P_k \frac{(1 - Z_k)}{(1 - Z)}, \quad M_k^n = \frac{M_k}{M} \frac{(1 - Z)}{(1 - Z_k)} \quad (8)$$

de manera que la proporción del ingreso $\Pi_k^n = P_k^n (M_k^n/M^n)$ no cambia.

Es evidente que los coeficientes Gini de clases, y por lo tanto el componente de desigualdad interna de la desigualdad total, cambian siempre que hay ingresos cero. La contribución de la diferencia de promedios al total de la desigualdad cambia, sin embargo, solamente si la proporción de ingresos cero varía entre las clases. Por lo tanto, la proporción de la desigualdad que se puede atribuir a la separación en clases varía solamente cuando las clases difieren en su frecuencia de ingresos cero.

El coeficiente Gini total G (incluyendo los ceros) se puede descomponer entonces en seis términos, como sigue:

$$\begin{aligned}
 G = & \sum_k \Pi_k P_k \frac{(G_k - Z_k)}{(1 - Z)} + \sum_k \Pi_k P_k \frac{(Z_k - Z G_k)}{(1 - Z)} \\
 & + \sum_{k>h} \sum_h P_k P_h \left\{ \frac{(1 - Z_h) M_k}{(1 - Z) M} - \frac{(1 - Z_k) M_h}{(1 - Z) M} \right\} \\
 & + \sum_{k>h} \sum_h P_k P_h \left\{ \frac{(Z_h - Z) M_k}{(1 - Z) M} - \frac{(Z_k - Z) M_h}{(1 - Z) M} \right\} \\
 & + \sum_{k \neq h} \sum_h \Pi_h P_k e_{hk}^n + \sum_{k \neq h} \sum_h \Pi_h P_k e_{hk}^0
 \end{aligned} \tag{9}$$

donde el primer, tercer, y quinto término suman G^n , esto es, explican la desigualdad total entre los recipientes de ingresos distintos de cero, mientras que el segundo, cuarto y sexto términos suman $(G - G^n)$, esto es, explican la parte de la desigualdad total atribuible a la presencia de ingresos cero. El quinto y sexto término juntos son el total de sobreposición de ingresos entre las clases, y pueden ser estimados residualmente a partir de G , mientras que el quinto término puede ser estimado por sí solo a partir de G^n . Debemos notar que $Z > 0$ es condición necesaria, pero no suficiente, para que $e_{hk}^0 > 0$: deben existir ingresos cero en dos o más clases para que haya necesariamente una sobreposición. También es posible que $e_{hk}^n = 0$, si los ingresos cero son los *únicos* comunes a dos o más clases.

El tercer y cuarto término de (9) pueden ser expresados como $\sum_k \Gamma_k^{*n}$ y $\sum_k \Gamma_k^{*0}$, donde Γ_k^* se refiere a la contribución de una clase dada al total de la desigualdad de diferencia de promedios, y n y 0 se refieren, respectivamente, a ingresos distintos de cero y cero; ambos términos suman $\sum_k \Gamma_k^*$, como fue definido antes. Los dos componentes describen primero los efectos de las diferencias entre las clases del ingreso promedio de aquellos que reciben ingreso, y segundo, de las diferencias entre clases en el porcentaje de la población que no recibe ingreso.

Este último efecto se puede pensar en algunos casos como el efecto de las barreras que hacen que sea desproporcionalmente poco probable que miembros de una determinada clase reciban un determinado tipo de ingreso. (Sólo importa la desigualdad de quienes comparten ingreso cero Z_k , ya que los términos Γ_k^{*0} desaparecen al ser iguales todos los Z_k).

REFERENCIAS

- O. Altimir y S. Piñera, "Análisis de Descomposición de las Desigualdades de Ingreso en la América Latina", *El Trimestre Económico* 49. (Oct.-Dic. 1982).
- N. Bhattacharya y B. Mahalanobis, "Regional Disparities in Household Consumption in India", *Journal of the American Statistical Association* 62 (marzo 1967).
- F. Bourguignon, "Decomposable Income Inequality Measures", *Econometrica* 47 (julio 1979).
- M. Carrizosa, "Determinantes de los Ingresos y de la Pobreza en Colombia", cap. 3 de P. Musgrove, ed. (1982).
- H. Diéguez y A. Petrecola, *Distribución de Ingresos en el Gran Buenos Aires*. Buenos Aires: Instituto Torcuato Di Tella, 1979.
- , "Distribución de Ingresos en el Gran Buenos Aires", cap. 2 de P. Musgrove, ed. (1982).
- J. Foxley, "Perfiles de Ingreso en el Tiempo: Santiago, Chile", cap. 5 de P. Musgrove, ed. (1982).
- P. Musgrove, *Consumer Behavior in Latin America*. Washington: The Brookings Institution, 1978.
- , "Permanent Household Income and Consumption in Urban South America", *American Economic Review* 69 (junio 1979).
- , "Household Size and Composition, Employment and Poverty in Urban Latin America", *Economic Development and Cultural Change* 28 (enero 1980).
- , "The Oil Price Increase and the Alleviation of Poverty: Income Distribution in Caracas, Venezuela, in 1966 and 1975", *Journal of Development Economics* 9 (Nov.-Dic. 1981).
- , ed., *Ingreso, Desigualdad y Pobreza en América Latina*. Río de Janeiro: Programa ECIEL, 1982.
- G. Pyatt, "On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients", *Economic Journal* 86 (junio 1976).
- J. Rodríguez, "Cambios en la Situación Laboral y en el Ingreso: Experiencias del Jefe de Hogar en el Gran Santiago", cap. 4 de P. Musgrove, ed. (1982).