



ISSN 1850-2512 (impreso)  
ISSN 1850-2547 (en línea)

UNIVERSIDAD DE BELGRANO

# Documentos de Trabajo

**Area de Estudios de Educación Superior**

**La contribución de la educación y la  
diferenciación por sexo en las medidas de  
desigualdad del ingreso**

**Nº 111**

**Héctor R. Gertel\***  
**Roberto Giuliodori**  
**Alejandro F. Rodríguez\*\***

**Departamento de Investigaciones**

Julio 2003

Universidad de Belgrano  
Zabala 1837 (C1426DQ6)  
Ciudad Autónoma de Buenos Aires - Argentina  
Tel.: 011-4788-5400 int. 2533  
e-mail: [invest@ub.edu.ar](mailto:invest@ub.edu.ar)  
url: <http://www.ub.edu.ar/investigaciones>

\* [hertel@eco.uncor.edu](mailto:hertel@eco.uncor.edu)

\*\* Héctor R. Gertel es Investigador del Instituto de Economía y Finanzas. Roberto Giuliodori es Investigador del Departamento de Estadística y Matemática. Alejandro Rodríguez es auxiliar de Investigación del Instituto de Economía y Finanzas. - Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba. Este trabajo fue parcialmente financiado por la Agencia Córdoba Ciencia (Proyecto ACSE-034002304). Los autores agradecen a Paula Auerbach quién colaboró en las etapas iniciales del proyecto de investigación.

Para citar este documento:

Gertel, Héctor R.; Giuliadori, Roberto; Rodríguez, Alejandro F. (2001). El comercio exterior argentino y el etiquetado de transgénicos: una evaluación de la fragilidad del complejo sojero.

Documento de Trabajo N° 111, Universidad de Belgrano. Disponible en la red:

[http://www.ub.edu.ar/investigaciones/dt\\_nuevos/111\\_gertel.pdf](http://www.ub.edu.ar/investigaciones/dt_nuevos/111_gertel.pdf)

## 1. Introducción

El objetivo de esta investigación es estudiar la contribución de la diferenciación por años de educación y por género en la determinación de la desigualdad en la distribución personal del ingreso. La perspectiva adoptada se apoya, por un lado, en el cálculo de la distancia económica, o grado relativo de afluencia, que se produce entre grupos de individuos categorizados por género y por los años de escolaridad promedio alcanzados; y, por la otra, en el análisis de la evolución reciente de dicha distancia computada para la población de Argentina diferenciada según esos atributos, considerando, en especial, el papel desempeñado por la expansión en el acceso a la Educación Superior observada durante los últimos años.

Por lo general, las investigaciones sobre la distribución del ingreso personal abundan, y su propósito ha ido evolucionando a partir de aquéllas primordialmente orientadas a la búsqueda de una descripción acertada acerca de cómo el ingreso se distribuye dentro de un conjunto bien definido de unidades (personas en general, familias, o ambos) en un país dado o región. De manera que las distribuciones construidas con este propósito brindan elementos para efectuar un ordenamiento relativo de las unidades económicas en base a distintas medidas de posicionamiento. A esta clase de medidas pertenecen el coeficiente de concentración de Gini, el coeficiente de entropía de Theil, el coeficiente de variación de Pearson, la desviación estándar del logaritmo del ingreso, etc. Debe observarse, sin embargo, que las mismas están únicamente basadas en el nivel de ingresos de los individuos, por lo que no reflejan la incidencia de atributos como el género y la educación en la determinación de la posición. Posteriormente, el estudio de la distribución del ingreso se vio enriquecido con la introducción de nuevas técnicas, las que facilitaron el análisis del impacto asociado con la contribución parcial de distintas características socio-económicas específicas en la determinación de la posición relativa de las unidades dentro de la población considerada. La descomposición del coeficiente de Gini, la propuesta de Oaxaca y el análisis de componentes de la varianza del ingreso son las técnicas más usadas con este propósito. El análisis de la descomposición de la varianza contribuyó a comprender que el aumento de la escolaridad promedio en la población ocupada es una herramienta poderosa para abatir la desigualdad en los ingresos en América Latina (Carnoy, et.al, 1974). Ninguna de esas medidas alcanza, sin embargo, a proporcionar una indicación de la especial separación que se produce entre los grupos cuando los individuos son caracterizados de algún modo, como podría ser, por su género y el nivel de educación promedio alcanzado en cada caso.

Con la intención de proporcionar una medida de esa separación, en este trabajo se utiliza un indicador que refleja la posición relativa de los individuos pertenecientes a distribuciones de grupos de poblaciones diferentes. Se trata de la distancia económica direccional, propuesta por Dagum (2001, 1985) para poblaciones de unidades económicas (P1 y P2), diferenciadas de acuerdo con algún atributo. Es una medida de distancia entre distribuciones del ingreso de poblaciones diferenciadas por al menos una característica, por contraposición con las medidas de concentración, como lo es el coeficiente de Gini, que miden la desigual distribución del ingreso dentro de una población determinada, ordenada exclusivamente sobre la base del nivel del ingreso de cada individuo.

La presentación está organizada así: en la sección próxima se analizan los problemas que deben enfrentarse para dotar de un significado económico a la medida con que se expresa el grado de separación, en términos de diferencias de ingreso, entre dos subgrupos de la población, definidos por el género y distintos niveles de educación. En la sección 3 se explica el modelo de distancia económica entre dos subgrupos de la población, mientras que la sección 4 presenta los datos y resultados obtenidos al aplicar el modelo con el que se mide el grado de diferenciación en los ingresos, atribuible a la educación y al género, para la población de los asalariados del aglomerado Córdoba, durante el período 1992-2000, y relaciona los mismos con los resultados obtenidos de aplicar el coeficiente de desigualdad de Gini a cada subgrupo. La última sección resume los principales resultados y conclusiones del trabajo.

## 2. Años de Escolaridad, Género y Desigualdad Económica de Ingresos

### 2.1. Naturaleza del problema

El interés por el estudio del papel de la educación como determinante de la posición de los individuos en la distribución del ingreso concentra, desde hace muchos años, la atención de los investigadores. Las

diversas hipótesis estudiadas han sido construidas, en todo caso, sobre la idea de tratar el rendimiento de la inversión en educación como un instrumento de decisión que, visto desde la perspectiva de las personas, facilita (Mincer, 1974) o frena (Arrow, 1973) el acceso a una mejor posición económica relativa, dentro de la distribución personal del ingreso de la población en general. Con el enfoque que se adopta en este trabajo se pretende ir más allá, puesto que el interés se concentra en averiguar cómo actúan la educación y el género en la determinación de la distancia económica entre dos grupos de individuos, diferenciados por esos atributos.

El interés por el análisis de la distancia entre grupos se remonta a los trabajos pioneros de Rao (1952), que fueron difundidos, de una manera general, por medio de aplicaciones como las de Batacharia y Mahalanobis (1967), quienes aplicaron métodos de distancia euclidiana al estudio de distancia económica entre regiones geográficas, y por Dagum (1985, 1997, 2001), que introduce sistemas de medición ponderada para analizar más específicamente, la distancia económica entre conjuntos de individuos agrupados según alguna característica. Tal como fue señalado, este último enfoque es el adoptado en el presente trabajo.

## **2.2. El problema de medir la distancia entre distribuciones**

Una de las afirmaciones más frecuentes es la de atribuir mayor ingreso a quien tiene mayor educación adquirida. Consecuentemente, quien accede a niveles superiores de conocimiento debería obtener mayores ingresos que cualquier otra persona con un menor nivel de escolaridad. Si ello fuera así, al considerar una población existirían dos distribuciones de ingreso totalmente separadas: una, conformada por los individuos con mayor cantidad promedio de años de educación, y otra, conteniendo a los individuos con menor cantidad de años promedio de educación. La realidad muestra, en cambio, que generalmente existe algún grado de solapamiento entre esas curvas, tal como lo muestra la Figura 1, señalando que hay individuos que, a pesar de haber invertido más en educación (curva M), tienen ingresos iguales o menores que otros que no lo han hecho (curva L). La noción de distancia aparece entonces relacionada con la determinación de la importancia relativa de la superficie común de las distribuciones, ya que si dicha área es nula significa que no hay ningún individuo con más educación (perteneciente a M) que tenga un ingreso que pueda ser superado por algún individuo con menos educación (perteneciente a L). Por otro lado, la situación completamente opuesta se presenta cuando ambas curvas se confunden, es decir, están totalmente superpuestas, en cuyo caso el hecho de tener más educación no determina en modo alguno que se pueda acceder a un mayor nivel de ingreso. A partir de esta idea surgen dos posibilidades para medir la distancia entre las dos curvas, una de ellas consiste en considerar simplemente el área común como indicador del grado de separación de las mismas y la otra, en ponderar dicha área por alguna magnitud con sentido económico, como puede ser el mismo ingreso. A las primeras se las denomina medidas no ponderadas, en tanto que las segundas son medidas ponderadas.

### **2.2.1. Medidas generalizadas no ponderadas**

Teniendo en cuenta que, desde el punto de vista estadístico, el área común de las curvas L y M anteriormente mencionadas constituye una probabilidad, la clase de medidas no ponderadas responden al criterio de calcular el valor de dicha probabilidad.

Se trata de una idea intuitiva asociada con el desarrollo de la geometría, introducida por Rao (1952) en su tratamiento de clusters y agrupamientos, de manera de comparar la distancia entre dos pares cualesquiera de grupos de datos pertenecientes a una población, tal como fueron aplicadas por otros autores para analizar un sinnúmero de problemas. En Batacharia y Mahalanobis (1967) se analizan las disparidades en el consumo de las familias de la India mediante del desarrollo de una descomposición del índice de Gini para la dispersión dentro de cada región y entre las regiones<sup>1</sup>. Theil (1967) propuso un indicador de concentración

---

<sup>1</sup> Una revisión amplia de anteriores y recientes enfoques a la descomposición de la desigualdad del ingreso en distintos componentes, a partir del Coeficiente de Gini, se encuentra en Dagum (1997). Una contribución influyente en este campo es Bourguignon (1979), quien demostró que una clase de descomposición aditiva del Coeficiente de Gini puede obtenerse aplicando ponderaciones de ingreso o ponderaciones de población como en los trabajos de Theil (1967), y Bhattacharya y Mahalanobis (1967), respectivamente, "aunque, señala Dagum, ponderando coeficientes que no necesariamente suman uno" (p 902). La clase de medidas no ponderadas de descomposición es discutida en Shorrocks (1984) y Yitzhaki (1994). Una discusión sumaria de las medidas de distancia se puede ver en Sharma (1996), capítulo 3.

con similares propósitos. Sin embargo, a menos que no exista superposición alguna entre el área de cada subgrupo, que es una situación extrema, se obtiene una subestimación del valor correspondiente a la medida de la contribución relativa del componente "entre grupos". Este problema fue abordado en Ebert (1984) y Shorrocks (1984) y luego Chakravarty y Dutta (1987) quienes, no obstante fracasaron en asignar un significado económico a la medida generalizada de distancia propuesta por Mahalanobis.

La misma Figura 1 ayuda a precisar el caso general de distancia de Mahalanobis con distribuciones normales de igual varianza. Se tiene que en (a), a la izquierda del nivel de ingreso  $Y_1$ , no hay posibilidad de error al asignar un individuo: todo individuo con ingreso de nivel  $Y < Y_1$  pertenece a la población "L", con menos educación. Pero, a la derecha de  $Y_1$  existe la posibilidad de cometer un error de asignación: personas con un ingreso mayor que  $Y_1$  pueden pertenecer tanto al subgrupo L o M. El área  $\alpha$  representa la probabilidad de asignar a la población M una persona que en realidad pertenece a la población L. Una disminución en el área  $\alpha$  implicaría una disminución en la probabilidad de incurrir en error de asignación. De hecho, también significaría que la distancia entre distribuciones ha aumentado. Consecuentemente,  $\alpha$  posee un carácter doble. Por un lado es una probabilidad (adopta valores en el intervalo 0,1), y, al mismo tiempo, es una medida de la distancia entre distribuciones. Y la expresión  $1-\alpha$  posee un significado claro: cuando asume valor 0, indica que la superposición entre distribuciones es total, mientras que el valor 1 revela una perfecta separación de las distribuciones.

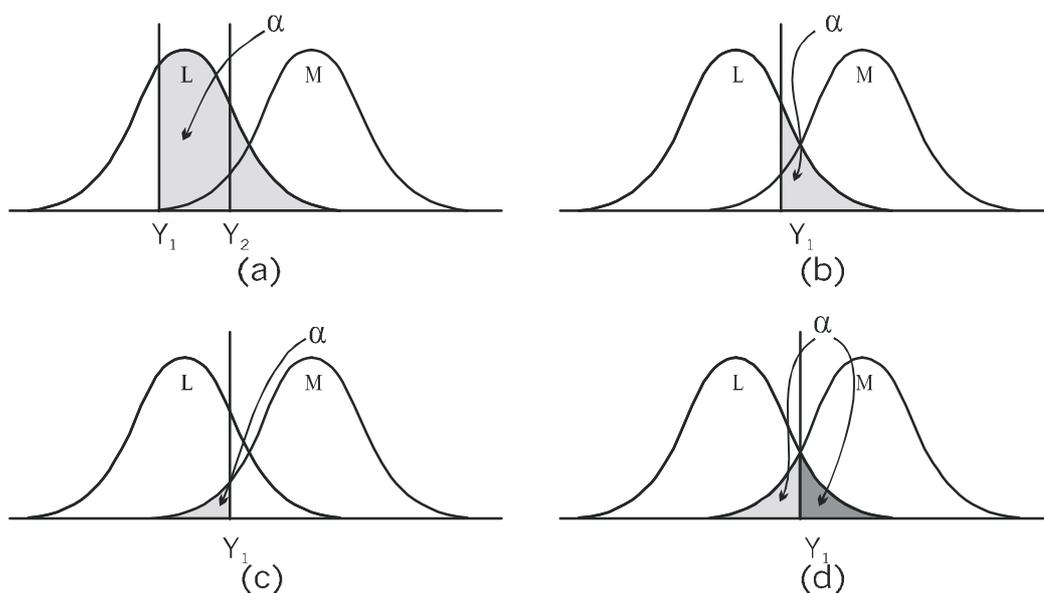


Figura 1

Es fácil observar que  $\alpha$  asume un valor diferente cuando la probabilidad de error es calculada con la distribución "L", como se muestra en la Figura 1(b), o con la distribución "M", según se indica en la Figura 1(c). Claramente, estamos frente a un caso similar al de tener que calcular la tasa de utilidad de una operación comercial, que se puede realizar con respecto al precio de venta o con respecto al costo, surgiendo diferentes resultados para un mismo fenómeno. Este problema se evita cuando  $Y_1$  se localiza en el punto de intersección de dos distribuciones normales y de igual varianza, que es el caso en la Figura 1(d)<sup>2</sup> lo cual equivale, según se puede demostrar, a calcular la distancia euclidiana. Este enfoque, que es muy útil para analizar una gran cantidad de fenómenos de distribución normal, no es aplicable al estudio de la distribución del ingreso por sus bien conocidas características de fuerte asimetría. Para abordar este último caso es necesario recurrir a alguna medida que esté referida a la totalidad de los elementos de los individuos de ambas poblaciones y no sólo a aquellos que se ubican en la zona común de las curvas.

<sup>2</sup> Puede demostrarse que bajo las condiciones representadas en la Figura 1 (d), el valor de  $\alpha$  calculado para el nivel de ingreso  $y_1$  correspondiente al punto de intersección de las curvas es invariante, y es equivalente al concepto de distancia de Mahalanobis en espacios no ortogonales y al de distancia Euclidiana para el caso de espacios ortogonales

### 2.2.2. La medida de distancia económica no ponderada $d_0$

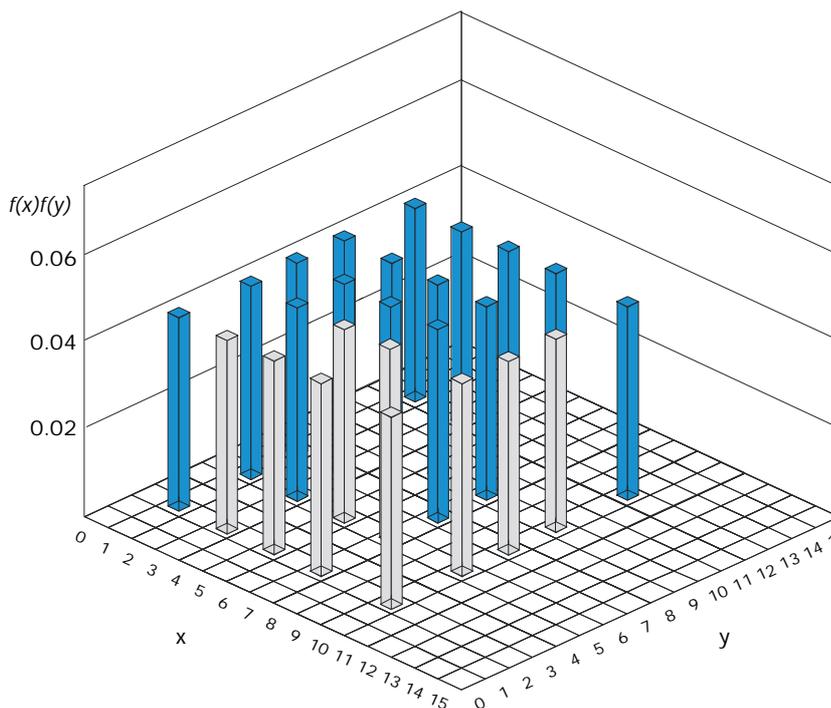
La medida de distancia económica no ponderada  $d_0$  fue desarrollada por Dagum (1985) a partir del concepto de distribución conjunta, para corregir la comentada distorsión que se produce cuando los datos agrupados no están normalmente distribuidos y poseen varianzas diferentes. Tal el caso de la distribución del ingreso de las personas, donde la afluencia relativa entre dos grupos de individuos parcialmente diferenciados entre sí, no puede medirse de manera unívoca recurriendo a la clase de medidas lineales ilustradas en el punto anterior. La nueva medida  $d_0$ , es también una medida lineal que en el caso más sencillo, donde se comparan sólo dos subgrupos de la población, se calcula mediante la fórmula siguiente:

$$(1) \quad d_0 = \frac{1}{nm} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m I_{y_i;x_j}$$

donde  $y_i$  y  $x_j$  son los valores del ingreso de todos los pares posibles de individuos. Por su parte,  $i$  y  $j$  representan a los individuos de los subgrupos de la población con mayor y menor ingreso medio, respectivamente, en tanto que  $n$  y  $m$  son los tamaños de los referidos subgrupos. A su vez, " $I_{y_i;x_j}$ " simboliza una función denominada Indicatriz que toma valor 1 cuando el ingreso " $y$ " del individuo  $i$  es mayor que el ingreso " $x$ " del individuo  $j$ , valor 0 cuando es menor, y valor 0,5 en caso de ser iguales.

Esta definición para  $d_0$  expresa la probabilidad conjunta que, cualquier individuo perteneciente a la distribución con mayor ingreso medio, posea un ingreso mayor que cualquier otro individuo que pertenece a la distribución de menor ingreso medio. El indicador  $d_0$  puede representarse gráficamente; ello se hace en la Figura 2, donde se utilizan dos de los ejes para representar  $x$  e  $y$ , mientras que la distancia vertical correspondiente a cada par  $(x,y)$  indica la frecuencia relativa, o sea el, número de veces que se repite cada situación dividida por el total de comparaciones posibles. El valor de  $d_0$  está reflejado en las barras resaltadas.

El ejemplo de la Figura 2 contempla 5 observaciones para " $y$ " y 5 observaciones para " $x$ ", esto permite un total de 25 pares de comparaciones posibles entre los ingresos de los individuos, donde cada par de individuos  $(i,j)$  tiene una probabilidad conjunta de presentación igual a 0,04 (una vez en veinticinco), como se observa sobre el eje vertical. La suma de las alturas de todas las barras de la figura es igual a la unidad, pues representa la suma de todas las probabilidades correspondientes a los resultados posibles de las comparaciones entre  $x$  y  $y$ . Las barras sombreadas se ligan, en cambio, a los casos en que  $y > x$  donde la función indicatriz asume valor uno ( $I_{y;x} = 1$ ). En el ejemplo, el valor de  $d_0$  es menor que 1 ya que entre las 25 comparaciones hay sólo una parte, indicada por los 16 pares coloreados, para los que  $y > x$ . Al mismo tiempo, los 9 pares restantes, visibles en la parte anterior de la figura, reflejan los casos en los que  $y$  es menor o igual que  $x$ .



**Figura 2**

En definitiva, se ha sustituido el método de Mahalanobis para medir distancias entre distribuciones normales y de igual varianza introduciendo un procedimiento más general, basado en el análisis de distribuciones conjuntas sin forma predeterminada. Este enfoque permite resolver el problema del sesgo de superposición, presente en la obtención de un valor para la distancia métrica. Como ahora el máximo recorrido, o total separación, se expresa por  $d_0=1$ , cualquier valor inferior a la unidad indica, en forma de probabilidad, la existencia de superposición de puntos. El próximo paso consiste en asignar a la distancia métrica un significado en la dimensión del ingreso, de manera de obtener una medida de afluencia económica relativa asociada con cada distribución.

**2.2.3 La medida  $d_1$  de distancia ponderada en base al ingreso**

Una nueva medida de distancia,  $d_1$ , es introducida en Dagum (1985) para asignar un significado económico a la distancia métrica anterior, y se expresa como la esperanza matemática de la diferencia de ingresos entre todos los pares de individuos posibles, pertenecientes, uno a la distribución de mayor ingreso medio y el otro a la distribución de menor ingreso medio. De modo que esta medida, al igual que la anterior, compara la posición relativa entre individuos, pero ahora la comparación se expresa en unidades monetarias, por lo que en este caso la diferencia obtenida expresa el grado de afluencia económica de la población de individuos con mayor ingreso medio, con respecto a la población de individuos con menor ingreso medio. El ingreso medio en cada distribución es siempre el criterio para indicar la dirección de la distancia. En lo que sigue, se desarrolla el modelo conceptual y se incluye un ejemplo numérico.

### 3. El Coeficiente $D_1$ de Distancia Ponderada en Base al Ingreso

Consideramos primeramente la medida de afluencia relativa, de la población 2 con respecto a la población 1, propuesta en Dagum (1985, 2001)

Para distribuciones discretas, el valor de  $d_1$  es obtenido mediante:

$$(2) \quad d_1 = \frac{1}{nm} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |y_i - x_j| I_{y_i > x_j}$$

Como se puede ver,  $d_1$  es la suma ponderada de las diferencias de ingreso ( $y-x$ ) para todo  $y > x$ , de modo que  $d_1$  tiene la misma unidad de medida que el ingreso  $y$ , por consiguiente, para facilitar las comparaciones es necesario traducirlo a un índice. Dagum propone a este fin el siguiente coeficiente

$$(3) \quad D_1 = \frac{d_1}{d_1^*}$$

donde  $d_1^*$  y  $d_1$  son los valores mínimo y máximo, respectivamente, que  $d_1$  puede asumir.

En suma, el ratio  $D_1$  es una medida del grado de proximidad entre dos distribuciones, con un sentido económico claro, porque en su construcción interviene  $d_1$ , el valor esperado de la diferencia neta que separa las masas de ingreso de las dos distribuciones. Por lo tanto,  $D_1$  indica el grado de afluencia de un grupo de individuos respecto de otro, en términos relativos a la máxima distancia posible entre ambas distribuciones, valor que surge de aplicar (3). Entonces,  $D_1$  es un ratio definido en el intervalo  $[0,1]$ , no posee dimensión, toma valor cero cuando las dos distribuciones son idénticas y valor uno cuando las dos distribuciones están completamente separadas (Gertel, Giuliodori, Rodríguez, 2002)

La Tabla 1 contiene un ejemplo que considera 3 situaciones hipotéticas: la primera plantea un escenario en el cual ambas distribuciones son idénticas, el escenario II muestra una población M más afluyente que otra población L, y un tercer escenario supone que ambas distribuciones están completamente separadas. La información relevante es el ingreso de los individuos en ambas poblaciones, tal como aparece ordenado en las columnas, cuya parte inferior indica también el ingreso medio en cada caso y el valor resultante para  $D_1$ .

Escenario I		Escenario II		Escenario III	
Ingreso (\$)		Ingreso (\$)		Ingreso (\$)	
Población L	Población M	Población L	Población M	Población L	Población M
1	1	1	4	1	11
3	3	3	8	3	15
5	5	5	10	5	19
7	7	7	15	7	25
10	10	10	20	10	30
Ingreso Medio		Ingreso Medio		Ingreso Medio	
5.2	5.2	5.2	11.4	5.2	20
$D_1 = 0$		$D_1 = 0.91$		$D_1 = 1$	

Número de casos: M=5, L=5

Tabla 1

Para la estimación directa del ratio  $D_1$  es necesario previamente calcular el valor de  $d_1$ , y sus valores máximo posible, representado por  $d_1^*$ , y mínimo posible, simbolizado por  $d_1^{\#}$ : El resultado que se obtiene para el escenario I es,  $D_1=0$  y para el escenario III es  $D_1=1$ . En cuanto al escenario II,  $D_1$  asume valor entre cero y uno como se ilustra a continuación:

$$d_1 = \frac{1}{5} \{4 \cdot 1 + 4 \cdot 3 + \dots + 20 \cdot 1 + 20 \cdot 3 + 20 \cdot 5 + 20 \cdot 7 + 20 \cdot 10\} = 6.68$$

$$d_1^* = \frac{1}{5} \{3 \cdot 1 + 5 \cdot 1 + 5 \cdot 3 + 7 \cdot 1 + 7 \cdot 3 + 7 \cdot 5 + 10 \cdot 1 + 10 \cdot 3 + 10 \cdot 5 + 10 \cdot 7\} = 1.76$$

$$d_1^{\#} = \frac{1}{5} \{4 \cdot 1 + 4 \cdot 3 + 4 \cdot 5 + 4 \cdot 7 + 4 \cdot 10 + \dots + 20 \cdot 1 + 20 \cdot 3 + 20 \cdot 5 + 20 \cdot 7 + 20 \cdot 10\} = 7.16$$

y,

$$D_1 = \frac{6.68 - 1.76}{7.16 - 1.76} = 0.9111$$

Teniendo en cuenta el significado económico de  $d_1$  y el rango de variación para  $D_1$  ( $0 \leq D_1 \leq 1$ ); el valor de 0,91 obtenido en el escenario II refleja que la separación es casi total entre los individuos que pertenecen al club de los más educados con respecto al de los menos educados

Esta medida nada dice acerca de la desigualdad al interior de cada grupo, fenómeno que es capturado por el coeficiente de Gini. El análisis combinado de  $D_1$  y el coeficiente de Gini ayuda a comprender dos fenómenos de la desigualdad de la distribución del ingreso: la separación entre los grupos, por un lado, y el desigual reparto hacia el interior de cada grupo, por el otro<sup>4</sup>.

## 4. Distribución del Ingreso por Sexo y Nivel de Educación en Córdoba

### 4.1. Datos y Metodología

La distribución del ingreso de los trabajadores del aglomerado de la ciudad de Córdoba en el periodo 1992-2000 plantea un caso interesante para estudiar el efecto de la educación y el género sobre la equidad en la Argentina. Por una parte, se trata del segundo aglomerado urbano en importancia del país, y, al mismo tiempo, la educación superior se viene expandiendo fuertemente en los últimos tiempos por la presencia de importantes centros de enseñanza.

El estudio que aquí se realiza se apoya en los datos, por sexo y educación, proporcionados por la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), que releva el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). Dicha encuesta es compilada dos veces al año, en Mayo y Octubre. A los fines de este trabajo se utilizó

<sup>3</sup> La forma de cálculo para  $d_1^*$  y  $D_1$  aparece en Dagum (1985 y 2001).

<sup>4</sup> Puede probarse (Dagum, 1997: 524-526) que un elemento clave en una nueva clase de descomposición del coeficiente de Gini resulta de: (i) la desigualdad de Gini dentro de las subpoblaciones, más (ii) la desigualdad bruta de Gini entre poblaciones. En definitiva esta segunda parte (ii) tiene dos componentes: una parte que mide la diferencia ponderada del ingreso solapado de las distribuciones ( $D_1$ ), y otra parte que refleja la contribución neta al Gini total, de la desigualdad de Gini entre las subpoblaciones. Sin embargo, este tipo de aplicaciones de  $D_1$  está fuera del alcance de esta presentación.

sólo la onda de Mayo de cada año, sin embargo no se encontraron diferencias significativas al realizar las aplicaciones sobre la encuesta del mes de Octubre. Debe señalarse también que, durante el periodo considerado, la moneda nacional fue el peso, el cual estuvo ligado al dólar estadounidense por la relación uno a uno, de acuerdo a la Ley de Convertibilidad de 1991. La estabilidad del peso y la baja inflación, esta última con un promedio anual inferior al uno por ciento, facilita la comparabilidad intertemporal de los resultados.

Las unidades económicas consideradas fueron los individuos con ingreso proveniente de su trabajo, clasificados por sexo y educación. Para esta última variable se utilizaron las siguientes categorías:

- educación elemental, simbolizada por “**ES**” (0 a 11 años de escolaridad)
- educación secundaria completa o más, simbolizada por “**SPS**” (12 años de escolaridad y más)

Si bien un análisis más desagregado es siempre posible, se considera que el que aquí se realiza resulta suficiente para ilustrar el comportamiento general y la tendencia a través del tiempo, en la desigualdad de la distribución del ingreso de la población bajo estudio.

Para medir el impacto de la educación y el género sobre la distribución del ingreso se calcularon el coeficiente  $D_1$  según la fórmula (3) y el coeficiente de Gini conforme al procedimiento convencional

Las estimaciones se realizaron para (i) la población total por sexo, (ii) la población total por nivel de educación (la distribución de los individuos con educación elemental y con educación secundaria y más, respectivamente), y (iii) la población total por sexo y educación.

Conviene destacar que la influencia de la educación y el género sobre la distribución del ingreso se refleja provocando una separación de la población en dos subpoblaciones cuya distancia, expresada a través de  $D_1$ , indica la magnitud del efecto diferenciador. El impacto dentro de cada subpoblación es captado, a su vez, por el coeficiente de Gini. Estos aspectos son los que se tratan de analizar para la población ocupada de Córdoba.

## **4.2. El Coeficiente $D_1$ de Afluencia Económica Relativa y los Coeficientes de Gini por Sexo y Nivel de Educación**

Las Tablas 2 y 3 presentan el Coeficiente de Distancia Económica Relativa, o medida  $D_1$  de desigualdad entre distribuciones del ingreso, y los Coeficientes de Gini, para las subpoblaciones de asalariados, teniendo en cuenta separaciones por sexo y por nivel de educación, respectivamente. La Tabla 4 muestra los Coeficientes de Distancia Económica Relativa y de Gini, para subpoblaciones con menos (ES) y con más educación (SPS), discriminadas por sexo.

### **4.2.1. Población Total de Asalariados por Sexo**

Los valores que asume  $D_1$ , según la Tabla 2, indican que las distribuciones del ingreso de varones y de mujeres están localizadas en un punto intermedio entre la total separación y la completa superposición. La distancia económica  $D_1$ , a pesar de experimentar un salto en el año 1996, decreció de 0.66 en 1992 a 0.58 en 2000, indicando que las masas de las distribuciones del ingreso, al final del periodo, están más próximas de lo que estuvieron al comienzo.

**Coefficiente de Gini e Índice de Distancia  $D_1$  Entre Varones y Mujeres  
Población Total**

Año	Coeficiente de Gini		$D_1$
	Mujeres	Varones	
1992	0.3736	0.4515	0.6633
1993	0.3635	0.4315	0.6313
1994	0.3959	0.4385	0.6052
1995	0.3707	0.4002	0.5436
1996	0.3530	0.4067	0.6274
1997	0.4031	0.3811	0.4546
1998	0.3802	0.3717	0.4686
1999	0.3946	0.4015	0.4296
2000	0.4309	0.4464	0.5804

Los  $\chi^2$  de los índices  $D_1$  son significativos a un nivel de 0.01.

Fuente: EPH, INDEC

**Tabla 2**

Por su parte, el Coeficiente de Gini para el subgrupo total de varones registró una ligera tendencia decreciente en el periodo considerado, que puede descomponerse en dos etapas: fuerte disminución de 0.45 a 0.37 entre los años 1992 y 1998 y aumento hacia el final de periodo. En cuanto al coeficiente obtenido para el subgrupo total de mujeres, el mismo muestra un pronunciado deterioro (aumento de valor) durante el periodo analizado, lo que podría estar explicado por las relativamente mejores oportunidades de trabajo que han existido en la rama femenina, respecto de la masculina, creando situaciones de mayor desigualdad en los ingresos de las mujeres.

**4.2.2. Total de Asalariados. Población con Educación Secundaria y Más vs Población con Educación Elemental**

En la Tabla 3 se presentan ahora los valores de  $D_1$  para los grupos de población constituidos por los asalariados con estudios de nivel secundario o más, por un lado, y con estudios elementales, por el otro. Según se puede apreciar, ambas distribuciones estuvieron muy cerca de tener una separación completa a lo largo del periodo, excepto en el año 1998, ya que los valores de  $D_1$  fueron relativamente estables y en un nivel que osciló en torno a 0.81.

**Coefficiente de Gini e Índice de Distancia  $D_1$  Entre SPS-ES  
Población Total**

Año	Coeficiente de Gini		$D_1$
	ES	SPS	
1992	0.3231	0.4628	0.8455
1993	0.3351	0.4475	0.8248
1994	0.3306	0.4516	0.7885
1995	0.3241	0.4563	0.8115
1996	0.3168	0.4623	0.8233
1997	0.3222	0.4225	0.7830
1998	0.3447	0.4139	0.6902
1999	0.3331	0.4412	0.8214
2000	0.3533	0.4742	0.8517

Los  $\chi^2$  de los índices  $D_1$  son significativos a un nivel de 0.01.

Fuente: EPH, INDEC

**Tabla 3**

En cuanto al coeficiente de Gini para el grupo de población con estudios Secundarios y más, se observa que evidenció una tendencia relativamente estable durante todo el periodo, con valores ubicados dentro del intervalo 0.41 (1998) a 0.47 (2000). Algo similar ocurrió con el coeficiente del grupo que posee estudios Elementales, pero en este caso en torno a un valor próximo a 0.33. Esto significa que el grado de desigualdad del ingreso es mayor en la población con estudios más altos.

#### 4.2.3. Asalariados Varones y Mujeres con Educación Elemental

La distancia económica que se establece entre varones y mujeres para el grupo con Educación Elemental es relativamente alta a un nivel alrededor de 0.75, y estable durante el periodo 1992-1995, seguida por fuertes fluctuaciones hasta el año 2000, como se muestra en la Tabla 4. La gran discrepancia entre varones y mujeres en el grupo que acredita menor nivel de educación, puede estar revelando que la discriminación económica por sexo, en el mercado del trabajo no calificado y semi-calificado, fue importante en Córdoba durante el periodo bajo estudio. Las severas fluctuaciones observadas en la parte final del periodo pueden ser el resultado de los efectos de la reestructuración pos-tequila en los más grandes empleadores industriales de la rama metal-mecánica, donde el empleo masculino predomina y estuvo afectado de fuertes cambios, frente a la relativa estabilidad del empleo en las dos categorías ocupacionales en que prevalecen las mujeres: oficinistas y servicio.

**Índice de Distancia ( $D_1$ ) Entre Mujeres y Varones y Coeficiente de Gini de Mujeres y Varones Dividido por Educación**

Año	ES			SPS		
	Coeficiente de Gini		$D_1$	Coeficiente de Gini		$D_1$
	Mujeres	Varones		Mujeres	Varones	
1992	0.2870	0.3247	0.7754	0.4120	0.4388	0.5867
1993	0.2686	0.3334	0.7582	0.3788	0.4559	0.6504
1994	0.2798	0.3384	0.7542	0.4355	0.4463	0.6113
1995	0.2865	0.3143	0.7452	0.4007	0.4736	0.5870
1996	0.2645	0.3035	0.8229	0.3687	0.4820	0.6962
1997	0.3424	0.2905	0.6873	0.4018	0.4112	0.4667
1998	0.2686	0.3314	0.8496	0.3926	0.4197	0.4406
1999	0.3128	0.3203	0.6657	0.3823	0.4970	0.6447
2000	0.3431	0.3213	0.7675	0.4019	0.5007	0.7019

Los  $\chi^2$  de los índices  $D_1$  son significativos a un nivel de 0.01.

Fuente: EPH, INDEC

**Tabla 4**

Se puede ver también que los coeficientes de Gini para varones y mujeres muestran características contrastantes. En 1992, el coeficiente para el grupo de varones con educación elemental fue 13.2% más alto que el coeficiente para el grupo de mujeres con la misma educación; el signo de la diferencia se revirtió hacia el final del periodo, con un coeficiente de Gini para el grupo de mujeres con educación elemental situado un 6.8% por arriba del coeficiente del grupo de varones con igual educación, debido principalmente a la tendencia creciente del coeficiente de este último grupo.

El coeficiente de Gini para asalariados con educación elemental permaneció estable a lo largo del periodo, a un valor relativamente bajo como es 0.32. En 1992 el coeficiente correspondiente a los perceptores de salarios mujeres con educación elemental se ubicó, tal como se señaló más arriba, por debajo del coeficiente de los hombres, a un valor de 0.28, y creció sostenidamente hasta alcanzar el valor 0.34 al final de periodo. Una importante razón que podría explicar este crecimiento del índice de desigualdad, es que el rápido progreso tecnológico de los años noventa permitió a los sectores comercio y servicios reducir las oportunidades laborales para los trabajadores no calificados y semicalificados, que, en esas áreas, son predominantemente mujeres.

#### 4.2.4. Asalariados Varones y Mujeres con Educación Secundaria y Más

Para los perceptores de salario con educación secundaria y más (Tabla 4) el coeficiente  $D_1$  de distancia entre las distribuciones del ingreso varón-mujer estuvo localizado por debajo de los valores  $D_1$  correspondientes al grupo con educación elemental. Además, el mismo tuvo un desempeño variado a lo largo del periodo: partió de 0.58, continuó con una tendencia creciente en 1992-1996 y después fluctuó fuertemente hasta el año 2000 cuando la distancia relativa alcanza un índice de 0.70. Al final del periodo bajo estudio, el ingreso diferencial entre varones y mujeres con educación secundaria o más se había incrementado cerca del 20%.

Los coeficientes de Gini para las subpoblaciones de varones y mujeres presentan amplias fluctuaciones con una fuerte tendencia creciente para el sexo masculino y un comportamiento estable en el sexo femenino. Además, el coeficiente de Gini para el grupo de varones con más inversión en educación incorporada, es mayor que el correspondiente Gini de las mujeres. Por esta razón, la pequeña diferencia inicial de 0.027 (un 6.5% más alto en el Gini de varones en 1992), se había incrementado a 0.10 en el año 2000.

Finalmente, las figuras 3 y 4 brindan una descripción visual de la tendencia de  $D_1$  y de los coeficientes de Gini, respectivamente. La Figura 3 muestra la evolución del Coeficiente  $D_1$  de Distancia Económica para las subpoblaciones de (i) mujeres – varones, de la población total, (ii) educación secundaria y más – educación elemental, de la población total, (iii) mujeres – varones, del grupo con educación elemental, (iv) mujeres – varones, del grupo con educación secundaria y más.

Índice de Distancia Económica ( $D_1$ )

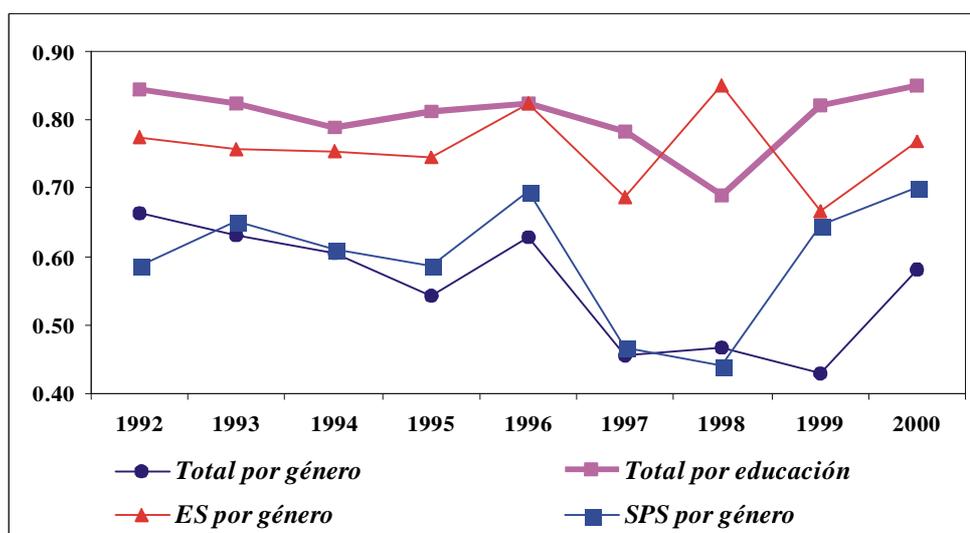


Figura 3

El más importante hallazgo, quizá, es el que está referido a la separación entre distribuciones por sexo y por educación para la población total. En primer lugar, hay que destacar que mientras la distancia relativa  $D_1$  que se establece entre varones y mujeres adopta valores en la parte central del intervalo (0, 1), los valores calculados de  $D_1$  correspondientes a más – menos educación se ubican, claramente, por encima de aquél, muy cercanos al límite superior del intervalo. En segundo término, se observa que la discriminación por género es menor al considerar los grupos de población con mayor educación. Por fin, estas revelaciones están sugiriendo que, en contra de lo que generalmente se aduce, la educación discrimina más que el sexo en la determinación del nivel de afluencia en la sociedad argentina.

La Figura 4 presenta la evolución del Coeficiente de Gini tanto para los grupos de mujeres y varones en la subpoblación con educación elemental, como para los grupos de mujeres y varones en la subpoblación con educación secundaria y más.

## Coeficiente de Gini

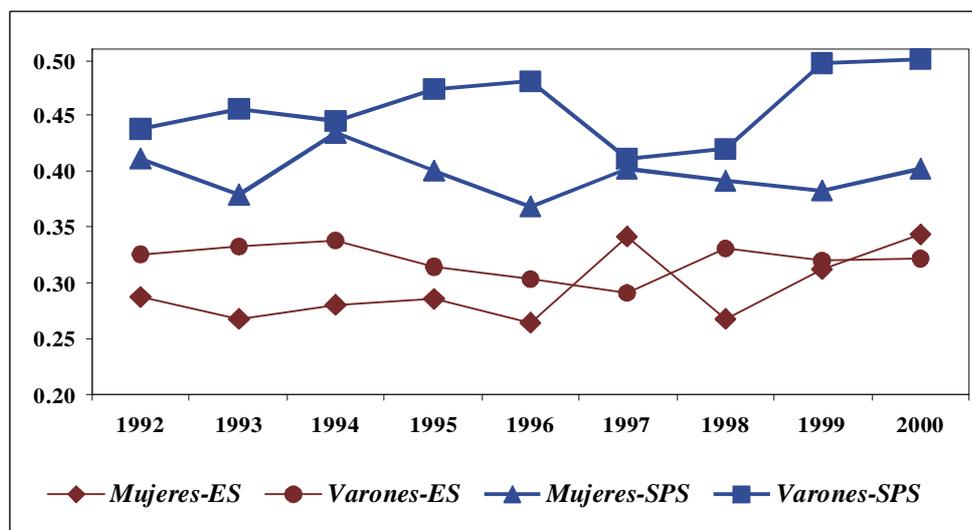


Figura 4

Allí se puede ver que la subpoblación con educación elemental exhibe un menor grado de desigualdad que la subpoblación con educación secundaria y más. En ambos casos el grupo de varones tiene un nivel más elevado de desigualdad, confirmando que la mayor educación incrementa las oportunidades laborales y ello produce más desigualdad.

## 5. Resumen y Conclusiones

La teoría proporciona medidas ponderadas y no ponderadas para las distancias entre dos poblaciones de distribuciones del ingreso. Dagum desarrolló una medida de distancia económica relativa que se computa a través de un coeficiente que varía entre 0 y 1, y que está basado en el valor esperado de las diferencias de ingresos entre pares de individuos. Esta medida es la que se aplicó para analizar la distribución del ingreso de los asalariados del aglomerado de la ciudad de Córdoba, teniendo en cuenta las variables educación y sexo.

Los principales resultados se sintetizan a continuación:

El coeficiente  $D_1$  de distancia económica relativa mujer – varón, considerando la población total, está localizado en un punto intermedio entre lo que constituiría una separación total y una superposición completa de las distribuciones. La distancia económica mujer – varón, a pesar de haber tenido un salto en 1996, decreció desde 0.66 en 1992 a 0.58 en 2000, significando que las masas de distribuciones del ingreso, al final del periodo, están más próximas entre sí de lo que estuvieron al comienzo.

La separación del grupo con educación secundaria y más con respecto al grupo con educación elemental es casi total. La distancia económica  $D_1$ , entre esos grupos permanece relativamente estable alrededor del nivel de 0.80 (excepto para 1998). Esos valores indican que las distribuciones están cerca de la separación completa a lo largo del periodo, poniendo de manifiesto que el impacto de la expansión de la educación superior contribuyó a marcar una clara distancia entre el ingreso de quienes accedieron al nivel secundario y más, con respecto a quienes no lo hicieron.

El Coeficiente  $D_1$  de distancia económica relativa mujer–varón en el grupo con educación elemental oscila entre 0.7 y 0.8 y es mayor que el mismo coeficiente mujer-varón calculado para el grupo con educación secundaria y más.

Cuando se analiza, a través del coeficiente de Gini, lo que ocurre con la distribución del ingreso dentro de cada uno de los dos grupos de educación considerados, se tiene que los coeficientes de las mujeres y de los varones no muestran diferencias significativas, indicando que el género no es un determinante importante de la desigualdad en el ingreso. Sin embargo, es necesario destacar que la desigualdad del ingreso observada entre quienes poseen un nivel de educación más alto fue mayor que en el grupo con educación elemental. En efecto, el ratio Gini tomó valores significativamente mayores dentro del grupo con educación secundaria y más (aproximadamente 0,4), con relación al grupo con educación elemental (alrededor de 0.3). Estos valores más altos obtenidos a lo largo del periodo analizado están señalando un mayor grado de desigualdad del ingreso entre quienes accedieron a niveles superiores de educación, producto de las mas amplias oportunidades laborales que les brinda el mercado. De esta manera la educación, particularmente de la mano de la expansión en el acceso a la educación superior, se convierte en un factor importante para explicar la desigualdad del ingreso.

Por fin, al utilizar una medida de distancia económica relativa entre poblaciones se obtuvo una indicación del grado de separación que caracterizó durante los años 90 a las poblaciones de asalariados de Córdoba, varones y mujeres, caracterizadas por los años de educación promedio alcanzados en cada caso. La diferenciación, o distancia que se observa entre varones y mujeres resulta, en el caso de Córdoba, de una magnitud menor a la diferenciación manifestada entre los grupos con mayor y con menor educación promedio mientras que, al mismo tiempo, los grupos de varones y mujeres con el nivel mas alto de educación aparecen como más heterogéneos hacia su interior en relación a los varones y mujeres con menor escolaridad promedio. Una lección importante que se desprende del análisis de estos resultados es que la política educativa, más que la política de género, tiene poder para acrecentar en la sociedad las oportunidades de movilidad ocupacional y acceso a posiciones de mayor afluencia económica. Y en este aspecto, el acceso amplio a la educación superior parece haber jugado un papel importante y positivo en el contexto estudiado: el grupo con más educación accede típicamente a niveles de ingresos más altos, asociados con empleos más seguros y menores índices de desocupación. Pero, al mismo tiempo, observamos que se generó una distancia económica que separa a este grupo del grupo de la población menos afluente, que esta distancia es grande y que no presenta signos de disminución a lo largo de la década. La política educativa debería, también, atender el efecto de la distancia económica sobre la equidad. Una política que incluyera la movilización de aquellos recursos e inversiones capaces de provocar un aumento rápido en los años de educación promedio del grupo con menos educación, más acelerado que el ritmo histórico del 7 por ciento anual en la expansión de la educación superior, por ejemplo, tendría posibilidades amplias de contribuir a alcanzar una menos desigual distribución de los ingresos personales en el futuro.

## Referencias

- Arrow, Kenneth (1973) "Higher Education as a Filter" *Journal of Public Economics*, 2:193-216.
- Bhattacharya, N y Mahalanobis, B. (1967) "Regional disparities in household consumption in India" *Journal of the American Statistical Association*. 62:143-161
- Bourguignon, F. (1979) "Decomposable Income Distribution Measures" *Econometrica* 47:901-920.
- Carnoy, Martin, con Lobo, J., Toledo, A. y Velloso, J. (1974), *Can Educational Policy Equalize Income Distribution in Latin America?* London, Saxon House.
- Chakravarty, S.R. y Dutta, B. (1987) "A note on measures of Distance between Income Distributions" *Journal of Economic Theory*, 41 (1), 185-188.
- Dagum, Camilo, (1985) "Analyses of Income Distribution and Inequality by Education and Sex" *Advances in Econometrics*, Vol.4:167-227.
- Dagum, Camilo (1997) "A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio" *Empirical Economics*, 22,4: 515-531.
- Dagum, Camilo (2001) "Desigualdad del rédito y bienestar social, descomposición, distancia direccional y distancia métrica entre distribuciones" *Estudios de Economía Aplicada*, No 17, 2001: 5-52.
- Ebert, U. (1984) "Measures of Distance between Income Distributions" *Journal of Economic Theory*, 32, 266-274.
- Gertel, H., Giuliadori, R., Rodríguez, A. (2002) "Does Schooling Contribute to Increase Individuals' Chances to Access The More Affluent Income Groups?", *ANALES, XXXVII Reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Mincer, Jacob (1974) *Progress in Human Capital Analysis of the Distribution of Income*, National Bureau of Economic Research, Working Paper N 53.
- Sharma, S. (1996) *Applied Multivariate Techniques*, New York, John Willey & Sons. Inc. pp.39-50.
- Shorrocks, Anthony F. (1984), "Inequality decomposition by population subgroups", *Econometrica*, Vol.53, 5, 1369-1386.
- Rao, C.Radhakrishna (1952) *Advanced Statistical Methods in Biometric Research*, New York, John Willey & Sons.
- Theil, Henry (1967) *Economics and Information Theory*, Amsterdam, North-Holland.
- Yitzhaky, S. (1994) "Economic Distance and Overlapping of Distributions", *Journal of Econometrics*, 61, 147-159.