

Cambios en la distribución del ingreso devengado en Puerto Rico durante la década de los noventa

EILEEN V. SEGARRA ALMÉSTICA

Departamento de Economía
Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras

RESUMEN

En este trabajo se utilizan los microdatos censales para Puerto Rico (PUMS) para los años 1990 y 2000. Se estudia el cambio en diversos índices de desigualdad con el propósito de cualificar los cambios observados en la distribución del ingreso total y el ingreso devengado. También incluye un análisis de descomposición de índices de desigualdad que separa el componente que se debe a la desigualdad entre grupos y el componente que se debe a la desigualdad dentro de los grupos (*intra-grupo*). Los resultados demuestran un aumento significativo en la desigualdad en la distribución, tanto para el ingreso total como para el ingreso devengado. En el caso del ingreso devengado, este aumento es más agudo en la parte alta de la distribución. Se resalta el aumento en la dispersión del ingreso devengado de las féminas, especialmente en los niveles de educación bajos, y una mayor dispersión en los ingresos devengados por varones en los niveles de educación extremos. [**Palabras clave:** desigualdad del ingreso, Puerto Rico, coeficiente de Gini, índice de Atkinson, análisis de descomposición.]

ABSTRACT

This article uses the PUMS census data for Puerto Rico corresponding to 1990 and 2000. To describe the observed changes in the distribution of household income and earnings, the changes in various inequality measures are estimated. A decomposition analysis is also included in order to separate the effect of within groups and between groups inequality. The findings evidence a significant increase in inequality for both, household income and earnings. For earnings, the increase is more noticeable in the upper part of the distribution. There is also evidence of higher earnings dispersion between females, especially at low levels of education, and between males at both extremes of the education groupings. [**Keywords:** income inequality, Puerto Rico, Gini coefficient, Atkinson index, decomposition analysis.]

Introducción

Uno de los resultados del Censo del 2000 que más revuelo ha causado en Puerto Rico ha sido la marcada reducción en el porcentaje de la población bajo el índice de pobreza. Sin embargo, poco se ha dicho sobre cómo ha cambiado la desigualdad en la distribución del ingreso en Puerto Rico. Debe tenerse en mente que la pobreza y la desigualdad son dos conceptos distintos y que una reducción en pobreza no implica una reducción en desigualdad. Sotomayor (2004) muestra que en el caso de Puerto Rico durante la década de los noventa, la reducción en pobreza vino acompañada de un aumento en desigualdad. Además menciona los cambios en la distribución de ingreso devengado como uno de los causantes del aumento en desigualdad. Este trabajo tiene como propósito examinar a fondo los cambios en la distribución del ingreso en Puerto Rico durante la década de los noventa para definir los cambios ocurridos y sus posibles causas.

Una forma de evaluar en qué medida el desarrollo económico de Puerto Rico ha contribuido a mejorar la capacidad de todos los puertorriqueños de generar un sustento adecuado es estudiando los cambios en la distribución del ingreso devengado. En el caso de Puerto Rico, se argumenta que las transferencias gubernamentales fueron la razón para la mejoría observada en la distribución del ingreso de los puertorriqueños entre el 1970 y el 1990.¹ Sin embargo, los aumentos en las oportunidades de empleo no aparentan haber contribuido a una disminución de la desigualdad. Esto revela la inhabilidad de la estructura económica en Puerto Rico para reducir el problema de desigualdad. Por esta razón se vuelve imperativo evaluar a fondo los cambios en la distribución del ingreso devengado, con miras a desarrollar recomendaciones de política pública guiadas a mejorar las oportunidades de todos los trabajadores puertorriqueños y desarrollar una estructura económica más equitativa. Estas políticas se hacen más urgentes en la medida que el sistema de beneficencia pública se contrae.

Existe una extensa literatura acerca de los cambios en la distribución de ingresos en Puerto Rico para el periodo de 1950 a 1990. En su mayoría, estos estudios están encaminados a examinar si la desigualdad en la distribución de ingreso sigue la curva de U-invertida propuesta por Kuznet. Sin embargo, los resultados han sido ambiguos al respecto. Pocos estudios se centran en la distribución del ingreso devengado en Puerto Rico y se concentran

en las décadas de los cincuenta y sesenta, por tal razón este trabajo cobra una gran importancia.

Los estudios sobre la distribución del ingreso en Puerto Rico utilizan como fuente de datos los censos poblacionales que se llevan a cabo cada 10 años y las encuestas de ingreso realizadas por el Departamento del Trabajo de Puerto Rico en 1953, 1963 y 1977. Para la década de los cincuenta, los estudios que utilizan los datos censales encuentran una mejoría en la equidad de la distribución de ingreso. Sin embargo, los estudios realizados con los datos del Departamento del Trabajo para 1953 y 1963 concluyen lo contrario. Debe notarse dos diferencias principales entre estos datos. En primer lugar, el periodo que abarcan estos dos bancos de datos no es completamente coincidente. En segundo lugar, las preguntas sobre ingreso en los estudios de ingresos y gastos son más detalladas que las del formulario del Censo, por lo cual pueden recoger mayor diversidad de fuentes de ingreso.

De igual forma, los primeros trabajos que estudiaron el cambio en desigualdad durante la década de los sesenta concluyeron que hubo una mejoría en la distribución de ingreso.² Sin embargo, Cué (1985) encontró una diferencia significativa en los índices de desigualdad del ingreso en Puerto Rico para el periodo de 1960 a 1980.

Rodríguez (1996) encontró que durante el periodo de 1960 a 1990 sólo se ve una mejoría en la distribución de ingreso durante la década de los setenta. Durante dicha década se vio un aumento significativo en las transferencias federales a las familias en Puerto Rico. En contraste, Sotomayor (1998) encontró que, tanto durante la década de los setenta como la de los ochenta, se produjo una reducción en la desigualdad de la distribución del ingreso en Puerto Rico. En ambos estudios se utilizaron datos censales, pero Rodríguez utilizó los datos agregados, mientras Sotomayor utilizó los microdatos de la muestra del censo (PUMS).

Los resultados presentados por Sotomayor (2004), concuerdan con los resultados que se presentan en este artículo los cuales demuestran un aumento en la desigualdad de la distribución del ingreso devengado de los hogares durante la década de los noventa.

En este trabajo he utilizado los microdatos censales para Puerto Rico (PUMS) para los años 1990 y 2000. El mismo se divide en dos partes: En la primera he estudiado el cambio en diversos índices de desigualdad con el propósito de cualificar los

cambios observados en la distribución del ingreso total y el ingreso devengado; en la segunda parte he analizado la descomposición de índices de desigualdad que separa el componente que se debe a la desigualdad entre grupos y el componente que se debe a la desigualdad dentro de los grupos (intra-grupo). Este análisis de descomposición se realizó para las siguientes agrupaciones: por tipo de hogar, nivel de educación del jefe de familia, edad del jefe y estatus laboral del jefe. Se comparó la desigualdad entre grupos y la desigualdad intra-grupos para ambos años, en vías de explicar los cambios observados y sus posibles razones.

Los resultados demostraron un aumento significativo en la desigualdad en la distribución tanto para el ingreso total como para el ingreso devengado. En el caso del ingreso devengado, este aumento es más agudo en la parte alta de la distribución.

Marco conceptual

Hay tres puntos medulares en la medición de la desigualdad en la distribución del ingreso: la definición de la unidad a estudiarse, la definición del ingreso y la selección de los índices a utilizar.

En cuanto a la unidad a estudiarse hay tres alternativas, el individuo, la familia o el hogar. El individuo es la unidad adecuada si se quiere medir la capacidad de un tipo de persona en particular para generar ingreso (por ejemplo si queremos medir como se distribuyen los salarios entre los hombres en edad productiva). Sin embargo, cuando el propósito es estudiar cómo se va afectado el bienestar económico de la población, la unidad de consumo es la medida más adecuada. Sin embargo, esta unidad puede ser la familia o el hogar. Aquí se presenta un problema cuando existen hogares que incluyen más de una familia, ya que no hay información sobre cómo se distribuyen los recursos dentro de los hogares. Debido a esa falta de información, la mayoría de los estudios usan el hogar como unidad de análisis o limitan la muestra a aquellos hogares que no contienen subfamilias. En el estudio que se presenta en este artículo se utiliza el hogar como unidad de análisis, así se evita excluir del análisis los hogares de familias extendidas.

Como he mencionado anteriormente, el análisis se concentra en el ingreso devengado, a pesar de que se incluyen las medidas de desigualdad para el ingreso total. No obstante hay un aspecto de suma importancia que debe discutirse. Este ingreso puede medirse en términos totales o puede medirse tomando en consideración el

tamaño del hogar. Nuevamente, si el propósito es medir cómo varía la capacidad de cada hogar para generar ingresos, el ingreso total es la medida adecuada. Sin embargo, si el propósito es medir la variación en el bienestar de los hogares el ingreso debe ajustarse por el tamaño familiar utilizando una medida de ingreso equivalente que puede estimarse a base del número de adultos equivalentes en un hogar o en relación con el ingreso correspondiente al límite de pobreza para cada tamaño de hogar. Todos los análisis que se presentan en este artículo utilizan el ingreso equivalente. El mismo se calculó dividiendo el ingreso devengado o el ingreso total del hogar por la razón entre el límite de pobreza que corresponde al hogar y el límite de pobreza correspondiente a una persona sola menor de 65 años.

Hay una serie de índices que han sido creados para medir la desigualdad en la distribución de ingresos, en su mayoría satisfacen los cuatro axiomas siguientes:

Axioma 1 – Simetría

La permutación de dos elementos no afecta la equidad de la distribución.

Axioma 2 - Independencia de escala

El nivel de desigualdad no se afecta si todos los ingresos se multiplican por la misma constante.

Axioma 3 – Homogeneidad de la población

Si cada elemento se replica en la población igual número de veces, la desigualdad no se verá afectada.

Axioma 4 – Principio de transferencia

Al transferir una cantidad positiva de un individuo relativamente rico a un individuo relativamente pobre (siempre y cuando la cantidad no sea lo suficientemente grande para invertir el orden) la desigualdad se reduce.

A lo largo de este trabajo se utilizan varios índices que cumplen con dichos axiomas, entre estos: el coeficiente de Gini, el índice de Atkinson y los índices de entropía generalizada. Los mismos se discuten más adelante.

Datos

La distribución de ingreso en Puerto Rico se examina utilizando los microdatos de la muestra de hogares del Censo de Población (conocidos como PUMS), correspondientes a los años 1990 y 2000. El análisis incluye todos los hogares con la excepción de las viviendas grupales. La muestra resultante para 1990 contiene 53,385 hogares, mientras la correspondiente al Censo del 2000 contiene 63,066 hogares. Es importante aclarar que los datos de ingreso que se recogen en cada censo poblacional corresponden al año natural anterior. Es decir, los datos de 1990 corresponden al ingreso recibido en 1989 y los datos del 2000 corresponden al ingreso recibido en 1999. Por lo tanto, los cambios que se reflejan en este estudio corresponden al periodo entre 1989 y 1999. De aquí en adelante nos referiremos a dicho periodo como la década de los noventa.

El estudio se enfoca en tres definiciones de ingreso. En primer lugar se define el ingreso total del hogar. Aunque el estudio se centra en los cambios en el ingreso devengado, se estiman también los índices de desigualdad para el ingreso total como punto de comparación. Esta variable se utiliza según informada en los datos.

Luego se examinan dos definiciones del ingreso devengado del hogar. La primera es el ingreso devengado de todos los hogares. Para obtener el ingreso devengado de cada hogar se suma el ingreso devengado de todos sus miembros. A los hogares que informaron un ingreso devengado negativo se les asignó un cero. La segunda es el ingreso devengado positivo. Esta última sólo incluye los hogares con ingreso devengado positivo. Para cada una de estas medidas se estimó el ingreso equivalente, según definido anteriormente.

Tendencias generales en la distribución del ingreso

Como punto de partida debemos examinar cuales fueron los cambios generales en la distribución de ingreso total de los hogares y la distribución del ingreso devengado. Esta sección tiene dos propósitos primordiales. El primero es identificar los cambios principales que ocurrieron y el segundo es medir su significancia.

La manera más sencilla de evaluar los cambios en la distribución de ingreso es observando la participación de las distintas decilas de la población en el ingreso total. La Tabla 1 presenta el

por ciento del ingreso total de la población que fue recibido por cada diez por ciento de la población, comenzando con el diez por ciento más pobre (primera decila) hasta el diez por ciento más rico. La tabla presenta la participación de cada decila de la población en el ingreso total para los años 1989 y 1999, seguido del cambio porcentual evidenciado durante el periodo en la última columna. La Tabla 2 repite el análisis utilizando como medida de ingreso el ingreso devengado de los hogares.

En la Tabla 1 se observa una reducción de 53 por ciento en la proporción del ingreso recibido por la decila más baja y un aumento de 18 por ciento en la proporción recibida por la decila más alta, lo que claramente indica una tendencia hacia mayor desigualdad y mayor concentración del ingreso en la escala más alta.

Tabla 1

Distribución del ingreso total por decilas para los años 1989 y 1999

Decila	1989	1999	Cambio porcentual
1	0.60	0.28	-53
2	1.98	1.49	-25
3	3.26	2.78	-15
4	4.49	3.95	-12
5	5.83	5.25	-10
6	7.53	6.90	-8
7	9.68	8.78	-9
8	12.81	11.61	-9
9	17.75	16.37	-8
10	36.07	42.60	18

La Tabla 2 presenta la distribución del ingreso devengado para todos los hogares. Se observa que la participación de la decila más alta aumentó de 44.4 a 49.5 por ciento, lo que implica un aumento de 11.6 por ciento. La participación de la cuarta decila (que es la primera decila en reportar ingreso devengado mayor a cero) se redujo en un 20 por ciento. En este caso se repite el patrón observado para el ingreso total aunque menos pronunciado.

Ciertamente hubo un aumento sustancial en la participación del ingreso en los hogares más ricos y una reducción

en la participación de las decilas intermedias, lo que implica un aumento en la desigualdad, tanto del ingreso total como del ingreso devengado. El hecho de que el patrón sea el mismo en ambos casos, aunque menos pronunciado en el ingreso devengado, sugiere que el aumento en la desigualdad de la distribución del ingreso devengado fue un factor importante en aumentar la desigualdad del ingreso total pero no el único.

Tabla 2

Distribución del ingreso devengado por decila para los años 1989 y 1999

Decila	1989	1999	Cambio porcentual
1	0	0	0
2	0	0	0
3	0	0	0
4	0.56	0.42	-20
5	3.46	3.38	-2
6	6.49	6.07	-6
7	9.92	9.03	-9
8	14.16	12.70	-10
9	21.04	18.92	-10
10	44.37	49.50	12

Sin embargo, aparentemente entre los hogares más pobres ocurren dos fenómenos. Cuando observamos la distribución del ingreso devengado positivo, presentada en la Tabla 3, vemos un aumento en la decila más baja (20.63%). Se debe recalcar que al utilizar esta medida se excluyen los hogares que no informaron un ingreso devengado positivo, por lo tanto esta tabla refleja la distribución del ingreso devengado para hogares trabajadores.

Tabla 3**Distribución del ingreso devengado positivo por decila para los años 1989 y 1999**

Decila	1989	1999	Cambio porcentual
1	0.63	0.76	21
2	2.05	2.25	10
3	3.34	3.27	-2
4	4.74	4.43	-7
5	6.13	5.65	-8
6	7.98	7.10	-11
7	10.00	8.99	-10
8	12.89	11.50	-11
9	17.70	16.12	-9
10	34.54	39.93	16

Por un lado, el grupo de hogares trabajadores más pobres mejoró su posición. Por el otro, hay un mayor por ciento de hogares que no reciben ingreso devengado. Para 1989, 66 por ciento de los hogares informaron un ingreso devengado positivo, mientras que para el 1999, este por ciento se redujo a 64 por ciento.

En resumen, podemos inferir que:

- (1) La decila más alta se ha vuelto relativamente mas rica;
- (2) Las decilas intermedias e intermedias altas han empeorado su posición;
- (3) Los trabajadores más pobres han mejorado su posición, pero los hogares más pobres, en general, han empeorado su posición dada la falta de participación laboral.

Es importante determinar la significancia estadística de estos cambios, para esto es necesario utilizar los índices de desigualdad que resumen la información sobre la desigualdad del ingreso a un índice. Comenzaremos utilizando uno de los índices más comunes en la literatura que es el índice de Gini.³ Se prueba la significancia estadística del cambio en el coeficiente de Gini a través de la creación

de intervalos de confianza mediante la metodología de Experimentos tipo Monte Carlo o *bootstrapping*. La misma consiste en tomar muestras aleatorias de los datos y calcular repetitivamente el índice para crear una distribución probabilística del mismo que permita definir intervalos de confianza.⁴ Si no existe solapación entre los intervalos correspondientes a los índices en ambos periodos, se considera que la diferencia entre los índices es significativa. Si existe solapación hay que realizar otras pruebas de hipótesis.⁵

Los aumentos observados en los coeficientes de Gini durante la década de los noventa, resultan ser estadísticamente significativos, ya que en ninguno de los casos existe solapación entre los intervalos de confianza estimados a través de la técnica de *bootstrapping* para cada índice en ambos años.

Aunque los índices de desigualdad para el ingreso total presentados en la Tabla 4 son más bajos que los índices calculados para el ingreso devengado, el aumento porcentual fue mayor para el ingreso total.

Tabla 4*

Cambios en el coeficiente de Gini

Medida	Gini 1989	Gini 1999	Cambio porcentual
Ingreso total	0.506 (0.503 – 0.510)	0.564 (0.559 - 0.570)	11
Ingreso devengado	0.663 (0.660 – 0.666)	0.691 (0.687 – 0.696)	4
Ingreso devengado positivo	0.491 (0.487 – 0.496)	0.523 (0.513 - 0.530)	7

* El intervalo de confianza se presenta entre paréntesis.

Una limitación que nos presenta el utilizar como único índice el coeficiente de Gini es que tiende a ser particularmente sensitivo a cambios en la parte media de la distribución. Sería deseable medir si la significancia estadística de los cambios se mantiene bajo distintos supuestos. Una alternativa para hacerlo es utilizando el índice de Atkinson (A), que también se utiliza para medir la desigualdad. Este índice puede estimarse bajo distintos supuestos sobre el nivel de aversión a la desigualdad de la sociedad.

Esto es posible debido a que incluye un parámetro (ϵ) que mide la aversión a la desigualdad. Mientras mayor es el ϵ , mayor es la aversión a la desigualdad.

El índice de Atkinson puede interpretarse como la cantidad de dinero que podría ahorrarse si pudiéramos mantener el mismo nivel de bienestar social pero distribuyéramos el ingreso equitativamente. Por ejemplo, si el índice de Atkinson es 0.33, esto implica que se podría mantener el mismo nivel de bienestar social con dos terceras partes del ingreso total si lo distribuyéramos equitativamente. Sus defensores señalan que este índice expone claramente el elemento subjetivo del mismo, al permitir que el parámetro de aversión a la desigualdad varíe. El índice de Atkinson tiene la ventaja adicional de que nos permite poner énfasis distintos en diversas partes de la distribución de ingreso variando el parámetro ϵ .⁶ Por lo tanto, al comparar el cambio en el índice de Atkinson para distintos niveles de ϵ , podemos inferir que las partes de la distribución de ingreso han sido más afectadas por los cambios en desigualdad.⁷

Blackorby *et al.* (1981) demuestran que en los casos donde se incluyen ceros entre los valores de ingreso, ϵ debe ser mayor o igual a cero y menor a uno, es decir, $0 \leq \epsilon < 1$.⁸ Sin embargo, si sólo se incluyen valores de ingreso estrictamente positivos, ϵ puede seleccionarse entre cero e infinito. En el caso donde $\epsilon = 0$, no existe aversión a la desigualdad. En el caso donde ϵ es igual a infinito, sólo importa el ingreso más bajo de la distribución. El índice de Atkinson (A) se calcula de acuerdo a las siguientes fórmulas:

$$A = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

Con el propósito de comparar los cambios en desigualdad dándole distinto énfasis a los distintos niveles de ingreso, se calculó el índice de Atkinson utilizando diferentes valores para ϵ . Esto se hizo para las tres definiciones de ingreso. En el caso del ingreso devengado positivo se utilizan valores entre 0.25 y 2.0. Para las definiciones de ingreso restantes, las cuales incluyen ceros en su dominio, se utilizan valores de ϵ que van de 0.1 a 0.9.

Las Tablas 5 a la 7 presentan el índice de Atkinson para cada una de las tres definiciones de ingreso, calculado para diversos valores de *épsilon* (ϵ). A medida que ϵ aumenta, el índice da más importancia a cambios en la parte baja de la distribución de ingresos.

La última columna de cada tabla presenta el cambio porcentual en el índice para el periodo. A medida que ϵ aumenta, el índice también aumenta, no necesariamente así el cambio porcentual.

La Tabla 5 nos presenta el índice de Atkinson para el ingreso total. En la tercera columna podemos apreciar que el cambio porcentual para la década de los noventa fluctúa entre 20 y el 39 por ciento, pero no se observa un patrón definido a medida que aumenta ϵ . Por lo tanto, se concluye que el aumento en desigualdad en la distribución del ingreso total se dió a lo largo de la distribución del ingreso.

Tabla 5

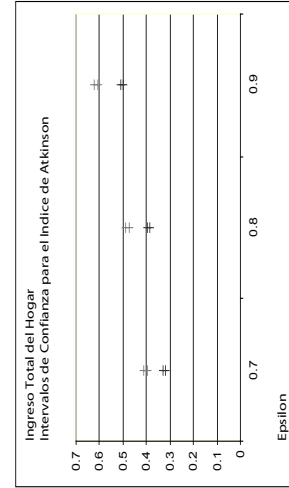
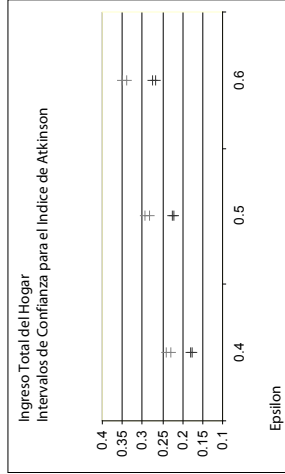
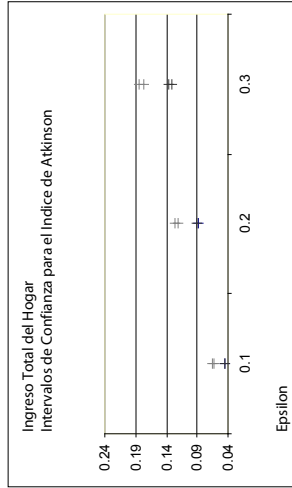
Índice de Atkinson para el ingreso total

(utilizando distintos niveles de aversión a la desigualdad, ϵ)

Épsilon	1989	1999	Cambio porcentual
0.10	0.05	0.06	20
0.20	0.09	0.12	33
0.30	0.13	0.18	38
0.40	0.18	0.24	33
0.50	0.22	0.29	26
0.60	0.27	0.34	32
0.70	0.32	0.41	28
0.80	0.39	0.48	23
0.90	0.50	0.62	24

Los intervalos de confianza para estos índices se presentan en el Esquema 1. Como se puede apreciar no existe solapación entre los intervalos. Esto indica que no importa el grado de aversión a la desigualdad que utilizamos podemos confirmar que el aumento en la desigualdad de la distribución del ingreso total de los hogares durante la década de los noventa fue estadísticamente significativo.

Esquema 1 Ingreso total del hogar



épsilon	1990		2000	
	lim. Inf	lim. Sup	lim. Inf	lim. Sup
0.1	0.0446	0.0461	0.0624	0.0658
0.2	0.0887	0.0913	0.1209	0.1269
0.3	0.1324	0.1362	0.1765	0.1847
0.4	0.1762	0.1809	0.2303	0.2399
0.5	0.2208	0.2265	0.2836	0.2941
0.6	0.2675	0.2741	0.3384	0.3497
0.7	0.3193	0.327	0.3987	0.4107
0.8	0.3841	0.394	0.4755	0.488
0.9	0.497	0.5119	0.6085	0.6231

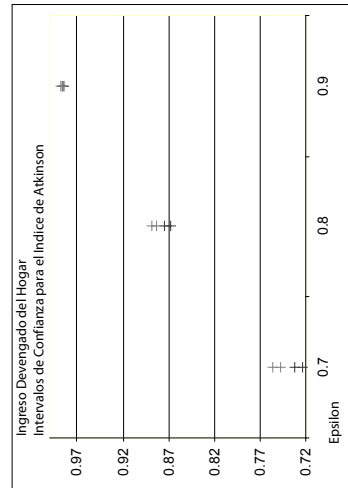
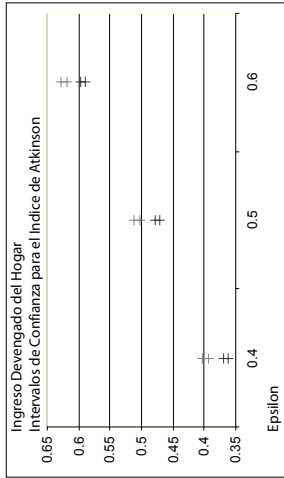
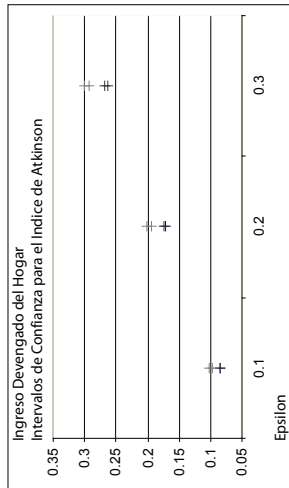
La Tabla 6 presenta los índices correspondientes para el ingreso devengado. Se observa que el cambio porcentual en el índice disminuye a medida que ϵ aumenta. Esto implica que la desigualdad en la distribución de ingreso devengado aumentó más en los niveles altos que en los niveles bajos. Para el ingreso devengado, todos los aumentos son estadísticamente significativos ya que los intervalos de confianza no se solapan, según se muestra en el Esquema 2.

Tabla 6

Índice de Atkinson para el ingreso devengado equivalente
(utilizando distintos niveles de aversión a la desigualdad, ϵ)

Épsilon	1989	1999	Cambio porcentual
0.1	0.08	0.10	25
0.2	0.17	0.20	18
0.3	0.27	0.30	11
0.4	0.37	0.40	8
0.5	0.47	0.51	9
0.6	0.59	0.62	5
0.7	0.73	0.75	2.
0.8	0.87	0.89	3
0.9	0.98	0.99	1

Esquema 2 Ingreso devengado del hogar



Valores correspondientes a los intervalos de confianza

epsilon	1990		2000	
	lim. Inf	lim. Sup	lim. Inf	lim. Sup
0.1	0.0840	0.0858	0.0976	0.1016
0.2	0.1715	0.1749	0.1944	0.2013
0.3	0.2637	0.2688	0.2924	0.3011
0.4	0.3626	0.3689	0.3941	0.4038
0.5	0.4703	0.4776	0.5020	0.5119
0.6	0.5978	0.5978	0.6189	0.6285
0.7	0.7233	0.7314	0.7475	0.7561
0.8	0.8675	0.8739	0.8832	0.8891
0.9	0.9837	0.9854	0.9871	0.9884

Observamos en la Tabla 7 que cuando limitamos el análisis a los hogares con ingreso devengado positivo. El índice presenta un cambio negativo para $\epsilon \geq 1.50$. Nuevamente esto refleja mejoría en la posición de los hogares trabajadores más pobres, ya que a mayor el *épsilon* mayor es el peso que recibe la parte baja de la distribución.

Tabla 7

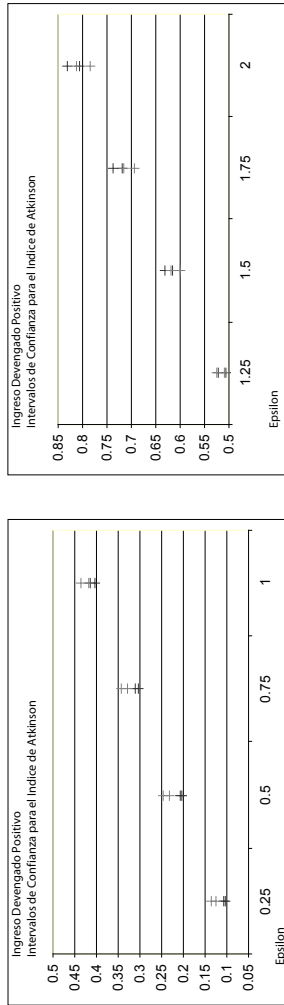
Índices de Atkinson para el ingreso devengado positivo
(utilizando distintos niveles de aversión a la desigualdad, *épsilon*)

Épsilon	1989	1999	Cambio porcentual
0.25	0.10	0.13	30
0.50	0.21	0.24	14
0.75	0.31	0.34	10
1.00	0.41	0.43	5
1.25	0.51	0.52	2
1.50	0.62	0.61	-2
1.75	0.73	0.70	-4
2.00	0.82	0.79	-4

Al observar los intervalos de confianza correspondientes, encontramos que para valores de *épsilon* < 1.5 el cambio al índice representa un aumento significativo en la desigualdad durante la década de los noventa. Sin embargo, para valores de *épsilon* ≥ 1.5 y ≤ 2 . El cambio en el índice se torna negativo pero no necesariamente significativo ya que los intervalos se solapan.⁹

En conclusión, el análisis presentado en esta sección muestra que durante los noventa tanto la distribución del ingreso total de los hogares como la distribución del ingreso devengado se tornó más desigual y, que estos cambios son estadísticamente significativos independientemente del grado de aversión a la desigualdad que utilice. Además, se infiere del análisis que para el ingreso devengado el aumento en desigualdad fue mayor en la parte alta de la distribución. Sin embargo, cuando limitamos el análisis a los hogares con ingreso devengado positivo, a medida que *épsilon* aumenta el cambio en desigualdad deja de ser significativo debido a la mejoría relativa observada entre los trabajadores más pobres.

Esquema 3 Ingreso devengado del hogar



épsilon	1990		2000	
	lim. Inf	lim. Sup	lim. Inf	lim. Sup
0.25	0.1023	0.1056	0.1254	0.1343
0.5	0.2027	0.2085	0.2322	0.2456
0.75	0.3024	0.3105	0.3279	0.3432
1	0.4035	0.4138	0.4189	0.4343
1.25	0.5078	0.5205	0.5092	0.5246
1.5	0.6147	0.6302	0.6014	0.6184
1.75	0.7178	0.7378	0.6951	0.7157
2	0.8077	0.8311	0.7832	0.8113

Análisis de descomposición

A pesar de que anteriormente se mencionó que el aumento en la desigualdad de la distribución del ingreso devengado no fue la única causa del aumento en desigualdad total, sí fue un factor importante. De aquí en adelante nos concentraremos en tratar de entender por qué la distribución del ingreso devengado se tornó más desigual.

Una manera de explorar las posibles razones para el aumento observado en la distribución del ingreso devengado es a través de la descomposición de índices de desigualdad. En particular, este trabajo examina en qué medida distintos cambios en la desigualdad entre los grupos o dentro de los grupos (*intra-grupos*) pudo haber afectado la distribución del ingreso devengado.¹⁰

Aunque Pyatt (1976) expone una metodología para descomponer el coeficiente de Gini entre el componente de desigualdad *entre-grupos* y el de desigualdad *intra-grupos*, ésta no es adecuada cuando hay solapación entre los niveles de ingreso entre los grupos. Dado que esta solapación existe entre los grupos que se utilizan en este análisis, la descomposición del coeficiente de Gini no se presenta. Existe otro grupo de índices conocido como los Índices de Entropía Generalizada. Estos índices tienen la ventaja de cumplir con la condición de descomposición aditiva. Por dicha razón son los más recomendados para descomponer la desigualdad entre el componente correspondiente a la desigualdad *intra-grupo* y el correspondiente a la desigualdad *entre-grupos*. Por lo tanto, el análisis de descomposición que aquí se presenta se limita a los índices de entropía generalizada.

Shorrocks (1984) argumenta que cualquier índice que puede descomponerse y que cumpla con los axiomas 2 y 3 resulta en una transformación monotónica de los índices de entropía generalizada, los cuales tienen la forma general:

$$I = \frac{1}{n} * \frac{1}{c(c-1)} \sum_i \left[\left(\frac{y_i}{\mu} \right)^c - 1 \right] c \neq 0,1$$

En el caso donde $c=1$, el índice resultante se conoce como el índice de Theil, el cual tiene la forma:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} * h \left(\frac{y_i}{\mu} \right)$$

Este índice es particularmente sensitivo a la desigualdad causada por ingresos altos.

En el caso donde $c=0$, el índice resultante es la desviación promedio del logaritmo (*Mean Log Deviation* o *MLD*), cuya fórmula es:

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_i \log \left(\frac{\mu}{y_i} \right)$$

Descomposición del ingreso devengado equivalente

Los índices de entropía generalizada con las propiedades de descomposición más deseables lo son el MLD y el índice correspondiente a $C=2$.¹¹ Para el análisis de ingreso devengado por todos los hogares no es posible utilizar la descomposición de MLD o el índice de Theil ya que hay una gran cantidad de hogares sin ingreso devengado y estos índices no pueden calcularse para un dominio que incluya valores iguales a cero. Sin embargo, el índice de entropía generalizado correspondiente a $c=2$ [GE(2)], sí puede calcularse incluyendo los hogares con cero ingreso. Este índice corresponde al coeficiente de variación al cuadrado dividido entre 2. El mismo permite descomponer la desigualdad entre el componente *intra-grupo* y el componente correspondiente a la desigualdad *entre-grupos*.¹²

Se realiza el análisis de descomposición para cinco agrupaciones diferentes: por tipo de hogar, por nivel de educación del jefe, por edad del jefe, por estatus laboral del jefe y por tipo de empleo del jefe.

Para realizar la descomposición por tipo de hogar se definen cinco grupos: (1) hogares de parejas donde habita el cónyuge del jefe(a); (2) hogares con jefatura masculina de estructura familiar; (3) hogares con jefatura femenina de estructura familiar; (4) hogares con jefatura masculina de estructura no familiar y; (5) hogares con jefatura femenina de estructura no familiar. Las últimas cuatro categorías se refieren a hogares donde no habita el cónyuge del jefe(a).

La Tabla 8 presenta el análisis de descomposición por tipo de hogar. Al realizar la descomposición del índice entre el componente *entre-grupos* y el componente *intra-grupos* observamos que todo el aumento proviene del componente *intra-grupo*. El aumento mayor en la desigualdad dentro de los grupos se observa para los hogares de pareja y los hogares de jefatura femenina con

estructura familiar. A estos le sigue el aumento observado entre los hogares con jefatura femenina y estructura no familiar. Esto implica que el aumento en desigualdad fue mayor entre los tipos de hogares donde reside una mujer ya sea cónyuge o jefa. Entre los hogares con jefatura masculina (sin cónyuge), el aumento fue mucho menor, incluso se observa un cambio porcentual negativo entre los hogares con jefatura masculina con estructura familiar. Este resultado indica que la desigualdad en el ingreso devengado de las féminas es una de las fuerzas que promueve los aumentos en desigualdad. El aumento en la dispersión del ingreso dentro del grupo de hogares habitados por parejas también puede deberse a que entre estos se observa un aumento en el por ciento de hogares sin trabajadores y el por ciento de hogares con dos o más trabajadores. Por lo tanto, los patrones de participación laboral dentro de los hogares pueden estar afectando la distribución de ingreso.

Tabla 8

Descomposición del índice de entropía generalizada con (c=2)
(Agrupados por tipo de hogares)

Tipo de hogar	GE(2)1989	GE(2)1999	Cambio porcentual
Pareja	0.82	1.89	130
Jefatura masculina estructura familiar	1.29	1.10	-15
Jefatura femenina estructura familiar	1.32	2.78	111
Jefatura masculina estructura no familiar	2.47	3.71	50
Jefatura femenina estructura no familiar	2.96	6.46	118
Descomposición de desigualdad:			
<i>Entre-grupos</i>	0.04	0.04	0
<i>Intra-grupos</i>	1.07	2.41	125

El análisis por nivel de educación del jefe(a) se realiza por separado de acuerdo al género del jefe del hogar.¹³ Para este análisis se definen seis niveles de educación: (1) menos de cuarto año de escuela superior, (2) cuarto año de escuela superior, (3) educación universitaria sin bachillerato, (4) bachillerato, (5) maestría y (6) doctorado o grado profesional.

Al realizar la descomposición por nivel de educación del jefe, observamos patrones distintos entre los hogares con jefatura femenina y los hogares con jefatura masculina. Estos resultados se presentan en las Tablas 9 y 10.

Tabla 9

Descomposición del índice de entropía generalizada con (c =2)
(agrupados por el nivel de educación del jefe, para hogares con jefatura masculina)

Nivel de educación	Ge(2)1989	GE(2)1999	Cambio porcentual
Menos de 4to. año de escuela superior	1.13	4.78	323
4to. año escuela superior	0.55	1.63	196
Educ. univ. sin bachillerato	0.46	1.02	122
Bachillerato	0.38	0.81	113
Maestría	0.32	0.97	203
Doctorado o grado profesional	0.31	0.82	165
Descomposición de desigualdad:			
<i>Entre-grupos</i>	0.25	0.27	8
<i>Intra-grupos</i>	0.68	1.77	160

Tabla 10

Descomposición del índice de entropía generalizada con ($c=2$)
(agrupados por el nivel de educación del jefe, para hogares con jefatura femenina)

Nivel de educación	GE(2)1989	GE(2)1999	Cambio porcentual
Menos de 4to. año de escuela superior	2.20	9.56	335
4to. año escuela superior	1.11	4.90	341
Educ. univ. sin bachillerato	0.85	2.14	152
Bachillerato	0.57	1.27	123
Maestría	0.43	0.84	95
Doctorado o grado profesional	0.42	0.46	10
Descomposición de desigualdad:			
<i>Entre-grupos</i>	0.36	0.27	-25
<i>Intra-grupos</i>	1.28	3.16	147

En ambos casos el aumento en el componente *intra-grupo* del índice de entropía fue sumamente grande. Sin embargo, en el caso de los hogares con jefatura masculina el componente *entre-grupos* tuvo un leve aumento, mientras en el caso de los hogares con jefatura femenina, dicho componente disminuyó. En el caso de los hogares con jefatura masculina, el aumento en desigualdad fue mayor en las categorías extremas y menor en los niveles de educación intermedios. En el caso de los hogares con jefatura femenina, el aumento en desigualdad se concentra en los niveles de menor educación. Incluso, dentro del grupo de hogares con jefas que poseen doctorado o grado profesional, la desigualdad se redujo.

Para realizar la descomposición por grupo de edad se consideran tres grupos: (1) menos de 24 años, (2) de 24 a 55 años y

(3) mayor de 55 años. El grupo intermedio representa el intervalo de años que se considera de mayor productividad. El aumento en desigualdad dentro de los grupos de edades se detalla en la Tabla 11. Se observa que el aumento en la desigualdad fue similar para todos los grupos de edad, aunque un poco menor para los hogares con jefes en la categoría intermedia. Nuevamente se observa que todo el aumento en desigualdad proviene del comportamiento *intra-grupos*.

Tabla 11

Descomposición del índice de entropía generalizada con (c =2)
(agrupados por edad del jefe del hogar)

Grupo de edad del jefe(a):	GE(2)1989	GE(2)1999	Cambio porcentual
Menor 24 años	1.02	2.44	139
24-55 años	0.79	1.63	106
Mayor de 55 años	2.40	5.75	140
Descomposición de desigualdad:			
<i>Entre-grupos</i>	0.05	0.05	0
<i>Intra-grupos</i>	1.06	2.40	126

El estatus laboral del jefe se refiere a: empleado, desempleado o fuera de la fuerza laboral, mientras que el tipo de empleo puede ser: privado, público o empleo propio. La Tabla 12 presenta la descomposición del índice de entropía por estatus laboral del jefe. Se observa una disminución en el componente *entre-grupos* y un aumento sustancial en el componente *intra-grupos*. Este aumento fue mayor para los grupos de hogares donde el jefe se encuentra dentro de la fuerza laboral, ya sea empleado o desempleado.

Tabla 12

Descomposición del índice de entropía generalizada con (c =2)
(agrupados por estatus laboral del jefe)

Estatus laboral	GE(2)1989	GE(2)1999	Cambio porcentual
Empleado	0.52	1.15	121
Desempleado	1.29	3.73	189
Fuera de la fuerza laboral	3.09	5.36	73
Descomposición de desigualdad:			
<i>Entre-grupos</i>	0.23	0.18	-22
<i>Intra-grupos</i>	0.90	2.26	151

Descomposición del ingreso devengado positivo

Para completar el análisis, se limitó la muestra a hogares con ingreso devengado positivo. En este caso, la descomposición del índice para este ingreso puede brindar información acerca de los factores que han afectado la distribución del ingreso devengado dentro de los hogares donde hay trabajadores.

En este caso, ya que el dominio del índice no contiene ceros es posible utilizar la descomposición del MLD. Este índice tiene la virtud de que puede descomponerse para estudiar el efecto de cambios en la desigualdad *entre-grupos*, cambios de la desigualdad *intra-grupos* y cambios en la composición demográfica en los niveles de desigualdad.¹⁴ Estos componentes se pueden dividir entre el cambio total observado para medir su contribución porcentual. Dichas proporciones se presentan en la Tabla 13 para tres descomposiciones: (1) por nivel de educación para hogares con jefatura masculina; (2) por nivel de educación para hogares con jefatura femenina; y (3) por tipo de empleo del jefe para hogares con jefes empleados.

Tabla 13

Descomposición del MLD para los hogares con ingreso devengado positivo

Por:	Cambio <i>intra-grupo</i>	Cambio demográfico	Cambio <i>entre-grupo</i>
Nivel de educación en hogares con jefatura masculina	161.78%	-46.25%	-16
Nivel de educación en hogares con jefatura femenina	234.05%	-63.45%	-71
Tipo de empleo del jefe en hogares con jefes empleados	79.40%	12.31%	8

El análisis de descomposición por nivel de educación muestra que el efecto de los cambios demográficos y los cambios en desigualdad *entre-grupos* fue reducir la desigualdad. Estos efectos fueron sobrepasados por el aumento en desigualdad dentro de los grupos. Al realizar la descomposición por tipo de empleo, se observa que los tres componentes contribuyen al aumento en desigualdad. El componente *intra-grupos* contribuyó un 79 por ciento, el componente demográfico un 12 por ciento y el componente *entre-grupos* un 8 por ciento. El aumento en el componente demográfico se debe a una reducción relativa en el empleo público.

Conclusiones

Sin duda alguna la década de los noventa trajo consigo un aumento en la desigualdad en la distribución de ingreso en Puerto Rico, tanto para el ingreso total como para el ingreso devengado. El aumento en la desigualdad del ingreso devengado vino a consecuencia de una mayor concentración del ingreso en la decila más alta y un mayor por ciento de hogares que informan no haber recibido ingreso devengado. Este fue aminorado, sin embargo, por

una mejoría en la posición de los hogares trabajadores más pobres. Como resultado, el aumento en desigualdad fue mayor en la parte alta de la distribución del ingreso devengado.

En el caso del ingreso total observamos una reducción marcada en el ingreso recibido por la decila más baja, junto con un aumento sustancial en el ingreso recibido por la decila más alta, reflejándose como un aumento bastante uniforme de la desigualdad a lo largo de toda la distribución de ingreso.

El análisis apunta a posibles causantes del aumento en la desigualdad de la distribución del ingreso devengado. Entre estos se resalta el aumento en la dispersión del ingreso devengado de las féminas, especialmente en los niveles de educación bajos, mayor dispersión en los ingresos devengados por varones en niveles de educación extremos y aumentos en el empleo privado y empleo propio.

A al luz de esta investigación surge la necesidad de estudiar más a fondo el comportamiento del mercado laboral en Puerto Rico y su efecto en la distribución del ingreso. La agenda de investigación futura debe enfocar dos aspectos importantes. Uno de estos es el estudio de la dispersión de los salarios por ocupación e industrias para explorar la razón de los aumentos observados en la desigualdad dentro de los grupos, en especial dentro de los grupos con el mismo nivel de educación. El aumento observado dentro de los grupos puede deberse a cambios en la estructura de empleos que deben identificarse con miras a desarrollar políticas públicas que reviertan el patrón observado durante la década de los noventa. El segundo aspecto es el estudio de los patrones de participación laboral dentro de los hogares y su efecto sobre la distribución del ingreso. En particular debe analizarse el efecto de cambios en la participación laboral de las esposas y los hijos adultos, realizando estudios similares a los de Hovarth (1980), Layard y Zabalza (1979), Lehrer (2000) y Smith (1979). Estos estudios analizan el efecto de los ingresos de las esposas en la dispersión del ingreso de los hogares.

1. Véase Sotomayor (1998).
2. Para un resumen detallado de esta literatura refiérase a Rodríguez (1996).

3. El mismo se calcula dividiendo el área entre la Curva de Lorenz y la línea de 45 grados, por el área total que está por debajo de la línea de 45 grados. Este índice cumple con los cuatro axiomas que se presentan en el marco conceptual.

4. Para una explicación detallada de esta metodología refiérase a Moran (2004).

5. En este caso se estiman las diferencias a través de muestras aleatorias y se hace un intervalo de confianza para las diferencias utilizando la técnica de *bootstrapping*.

6. Mientras más alto es ϵ , el índice se torna más sensitivo a cambios en la parte baja de la distribución y mientras más bajo, mayor es la sensibilidad a cambios en la parte alta de la distribución.

7. Este análisis intertemporal puede considerarse como una extensión del análisis realizado por Atkinson (1970), donde encuentra que por lo general las distribuciones de ingreso de países en vías de desarrollo tienden a ser más equitativas en la parte baja de la distribución que en los países desarrollados.

8. Esta condición es necesaria para que el índice mantenga sus cualidades de separabilidad, homotocidad y concavidad-S. La concavidad-S implica que la función ordenará una distribución con una curva de Lorenz superior como igual o mejor que una distribución con una curva de Lorenz más baja e igual promedio.

9. Sería necesario hacer pruebas adicionales para determinar la significancia de dichos cambios.

10. Jenkins (1995) argumenta que el análisis de descomposición de índice es más adecuado para este propósito que las técnicas de *shift-share*.

11. Véase Jenkins (1995), p. 38.

12. El índice GE(2) se descompone de la siguiente manera:

$$GE_2 = \underbrace{\sum_k r_k \lambda_k^2 GE_k}_A + \underbrace{\sum_k v_k [\lambda_k^2 - 1]}_B$$

Donde el subíndice k se usa para denotar los grupos.

N= el número de observaciones.

μ = ingreso promedio de la población

$V_k = \frac{n_k}{n}$ = proporción de la población en el grupo k.

$\lambda_k = \frac{\mu_k}{\mu}$ = ingreso promedio del grupo k con relación al promedio para la

población.

GE_{2k} = índice para el grupo k.

El término A representa el componente *intra-grupos*, mientras el término B denota el componente entre grupos.

13. En el caso de las parejas, los hogares se clasifican de acuerdo al sexo de la persona que se denomina como el jefe del hogar.

14. El cambio en desigualdad entre dos periodos puede explicarse como:

$$\Delta MLD \approx \underbrace{\sum_k \bar{v}_k \Delta MLD}_A + \sum_k \underbrace{\overline{MLD} + \bar{\lambda}_k - \ln(\bar{\lambda}_k)}_B \Delta v_k + \sum_k \underbrace{(\theta_k - \bar{v}_k)}_C \Delta \log(\mu_k)$$

Donde:

k = # de grupos

v_k = es la proporción de la población en el grupo k

μ_k = al ingreso promedio del grupo k

λ_k = al ingreso promedio relativo del grupo k $\left(\frac{\mu_k}{\mu} \right)$

θ_k = la proporción del ingreso recibido por el grupo k

La barra encima de cada variable indica que se refiere al promedio de la variable entre los dos periodos.

El término A representa el efecto de cambio en la desigualdad *intra-grupos*; el término B representa el efecto de cambios demográficos; y el término C representa el efecto del cambio en la desigualdad entre grupos. Véase a Jenkins (1995).

REFERENCIAS

- Atkinson, Anthony B. (1970). On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory* 2: 244-63.
- Blackorby, Charles, David Donaldson y Maria Auersperg. (1981). A New Procedure for the Measurement of Inequality with and among Population Subgroups. *Canadian Journal of Economics XIV* (4): 665-685.
- Cué, Félix M. (1985). Income Distribution and Economic Development: A Case Study of the Kuznet Hypothesis Applied to Puerto Rico. Disertación doctoral inédita. Oklahoma State University.
- Fields, Gary S. (2001). *Distribution and Development: a New Look at the Development World*. Cambridge, Massachussets: The MIT Press.
- Hovarth, Francis W. (1980). Working Wives Reduce Inequality

- in Distribution of Family Earnings. *Monthly Labor Review* 103 (7): 51-53.
- Jenkins, Stephen P. (1995). Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86. *Economica* 62: 29-63.
- Layard, Richard y Antoni Zabalza. (1979). Family Income Distribution: Explanation and Policy Evaluation. *The Journal of Political Economy* 87 (5): S133-S161.
- Lehrer, Evelyn L. (2001). The Impact of Women's Employment on the Distribution of Earnings among Married-couple Households: a Comparison Between 1973 and 1992-1994. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 40: 295-301.
- Moran, Timothy Patrick. (2004). *Bootstrapping the LIS: Statistical Inference and Patterns of Inequality in the Global North. Working Paper No. 378*. Syracuse, N.Y.: Maxwell School of Citizenship and Public Affairs.
- Pyatt, Graham. (1976). On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients. *The Economic Journal* 86: 243-55.
- Rodríguez Castro, Alicia. (1996). Distribución del Ingreso en Puerto Rico. En Cao y Andic, *Reforma Contributiva en Puerto Rico 1994: Estudio Técnico*, [s.p.]. San Juan: Editorial de la Universidad de Puerto Rico.
- Shorrocks, A.F. (1984). Inequality Decomposition by Population Subgroups. *Econometría* 52: 1369-88.
- Smith, James P. (1979). The Distribution of Family Earnings". *The Journal of Political Economy* 87 (5): S163-S192.
- Sotomayor, Orlando J. (1998). *Poverty and Income Inequality in Puerto Rico 1970-1990*. San Juan: Centro de Investigaciones Sociales, Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras.
- _____. (2004). Development and Income Distribution: The Case of Puerto Rico. *World Development*, 32 (8): 1395-406.