

CIDE *digital*

Volumen 3 Número 1-2 · Abril - Noviembre 2012



Universidad de
Puerto Rico



Recinto de
Ciencias Médicas



Escuela Graduada de
Salud Pública

EDITORIAL	1-2
TRABAJOS DE INVESTIGACIÓN	
Arreglo familiar de la población menor de 18 años de acuerdo a sus características sociodemográficas, Puerto Rico: 2000 <i>Richard O. Figueroa-Coss, M.S.</i>	3-24
Análisis de contraste asociado a los varones jefes de familias monoparentales sin esposa presente, Puerto Rico: 2000 <i>Magdaliz Álvarez-Figueroa, M.S. & Arnaldo Torres-Degró, Ph.D.</i>	25-64
Índice de entropía, disimilitud y centralización: Un abordaje a la segregación residencial por nivel socioeconómico en las Áreas Metropolitanas de Puerto Rico: 2000 <i>Loyda E. Nieves-Ayala, M.S.</i>	65-92
CARTELES EN FOROS O SIMPOSIOS CIENTÍFICOS	
Características de los que residen en la Isla y de los que emigraron, 2005-2009 <i>Manuel Pérez-Muñiz, M.S. & Ana L. Dávila-Román Ph.D.</i>	92-108
Distribución geográfica de la seguridad alimentaria en Puerto Rico, 2005-2009 <i>María A. Rosario-Mejías, B.S.A. & Ana L. Dávila-Román Ph.D.</i>	109-118
Características sociodemográficas de las jefas de familia sin cónyuge presente, Puerto Rico: 2005-2009 <i>Zaira Y. Rosario-Pabón, B.A. & Luz E. León-López, Ph.D.</i>	119-126
LEGISLACIONES	
Pieza de la Camara de Representante (P. de la C. 1028) Para separar el Sector Certenejas del Barrio Bayamón del Municipio de Cidra y denominarlo como el Barrio Certenejas <i>Cámara de Representantes de Puerto Rico</i>	127-131
Pieza del Senado (P. del S. 169) Para separar el Sector El Tumbao del Barrio Palo Seco del Municipio de Maunabo y denominarlo como el Barrio Tumbao <i>Senado de Puerto Rico</i>	132-136

Editorial

En este nuevo número, la nueva generación de demógrafos sigue haciendo sus aportaciones. Cuatro jóvenes, egresados del Programa Graduado de Demografía, han compartido, de forma parcial, sus hallazgos encontrados en sus trabajos investigativos. Richard O. Figueroa Coss, con su artículo, “Arreglo familiar de la población menor de 18 años de acuerdo a sus características sociodemográficas” identificó los tipos de arreglos familiares en que vivía la población bajo estudio, dándole una atención especial al arreglo familiar de los niños de acuerdo a sus características sociodemográficas. Por otro lado, partiendo de una evidencia sostenida de que las familias monoparentales incluyendo a aquellas de jefe varón sin esposa(o) presente, han estado en crecimiento en Puerto Rico, Magdaliz Álvarez Figueroa, aporta a dicho entendimiento. La autora, en su artículo “Análisis de contraste asociado a los varones jefes de familias monoparentales sin esposas presentes en Puerto Rico para el 2000” intenta dirigir su trabajo sobre las características sociodemográficas y económicas de las familias monoparentales con jefe varón sin esposa presente en Puerto Rico para el 2000. Además, dirige su atención a indagar mediante análisis de asociación “ANOVA” donde exactamente se encuentran las diferencias, cuando se contrasta las variables dependientes. Loyda Nieves Ayala en su artículo “Índice de entropía, disimilitud y centralización : Un abordaje a la segregación residencial por nivel socioeconómico en las áreas metropolitanas de Puerto Rico: 2000” intenta establecer si existe diferenciación en la distribución espacial de la población residente en las seis áreas metropolitanas de Puerto Rico, según el comportamiento de las variables ingreso, educación y ocupación.

CIDE digital en su afán de divulgar trabajos demográficos, ha estado atento a la participación de estudiantes graduados y egresados en diversos foros o simposios investigativos. Bajo la modalidad de carteles en foros o simposios científicos, dos estudiantes de primer año del Programa Graduado de Demografía y un egresado participaron en el 32^{do} Foro Anual de Investigación y Educación celebrado en abril del

2012. Utilizando los datos de la Encuesta de la Comunidad, los estudiantes de primer año, del año académico 2011-2012, abordaron temas de relevancia demográficas. María Rosario Mejías presentó “Distribución geográfica de la seguridad alimentaria en Puerto Rico, 2005-2009” y Zaira Rosario Pabón presentó “Características socio-demográficas de las jefas de familias sin conyugue presente, Puerto Rico: 2005-2009. Por otro lado, el demógrafo Manuel Pérez Muñiz presentó parte de sus hallazgos de su tesis en el cartel “Características de los que residen en la isla y los que emigraron, 2005-2009”

Por último, en la legislatura de Puerto Rico se han dado unas iniciativas que de una forma u otra están relacionados con la salud pública de Puerto Rico y con especial atención en el campo de la demografía. Dos nuevos barrios fueron creados en virtud de la ley 77 del año 2009 y Ley 45 del año 2007. CIDE *digital*, ha publicado íntegramente dichas piezas legislativas con el propósito de que los lectores se enteren y se interesen por las acciones gubernamentales que inciden específicamente sobre la demografía en Puerto Rico.



Dr. Arnaldo Torres-Degró, Editor

Coordinador Programa Graduado de Demografía

Coordinador Revista Electrónica CIDE digital

Coordinador Portal Electrónico Programa Graduado de Demografía

Arreglo familiar de la población menor de 18 años de acuerdo a sus características sociodemográficas, Puerto Rico: 2000¹

Richard O. Figueroa-Coss, MS²

Formas de citar: Figueroa-Coss, Richard O. (2012). Arreglo familiar de la población menor de 18 años de acuerdo a sus características sociodemográficas, Puerto Rico: 2000. *CIDE digital*, 3(1-2),3-24. Recuperado de <http://soph.md.rcm.upr.edu/demo/index.php/cide-digital/publicaciones>.

Resumen: **Objetivo:** *La investigación presente tuvo como objetivo general describir el arreglo familiar de la población menor de 18 años residiendo en Puerto Rico para el año 2000 de acuerdo a sus características sociodemográficas.*

Métodos: *El estudio es de tipo descriptiva donde se calculó distribuciones de frecuencias, por cientos, y medidas de tendencia central como promedios. La muestra del 5% de las cintas Magnéticas de Uso Público del Censo para Puerto Rico del año 2000 constituyó la fuente de datos utilizada en este estudio.*

Resultados: *Se encontró que las proporciones de niños que vivían con ambos padres y con padre solo han visto una reducción considerable en el periodo de 1970 al 2000. En el mismo periodo, la proporción de niños que vivía con madre sola casi se ha duplicado. Además, se encontró que los niños que vivían en arreglos donde sólo uno de los padres está presente están en peor situación que los niños que vivían con ambos padres. Los niños que vivían en dichos arreglos, exhiben niveles de deserción escolar elevados, los porcentajes más altos en las categorías inferiores de ingreso, los niveles más altos de pobreza, reciben una parte sustancial de los ingresos por asistencia pública. Además, residen junto a jefes y padres con los niveles educativos más bajos y las proporciones más bajas en la participación laboral.*

Conclusiones: *Las características sociodemográficas que presentaron las diferencias porcentuales más elevadas para los diferentes arreglos familiares analizados corresponden a la edad y el grado matriculado del menor de 18 años, el ingreso total del hogar, el nivel de pobreza, el nivel educacional alcanzado, la participación laboral y el estado de empleo y la edad, tanto de jefe de hogar como del padre de referencia.*

Palabras clave: Arreglo familiar, Jefes de hogar, Padres de referencia, Puerto Rico.

Introducción

Como consecuencia de los cambios ocurridos en la estructura y dinámica de la familia puertorriqueña en las últimas cinco décadas del siglo XX, se ha observado una

¹ Este artículo presenta resultados parciales obtenidos de una tesis realizado por el proponente para completar el grado de Maestría en Ciencias en Demografía del Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico: Mayo, 2011. La referencias se pasó íntegra conforme el trabajo de tesis ya elaborada.

² M.S en Demografía. Egresado del Programa Graduado de Demografía, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico. Email:

diversificación en los arreglos familiares donde crece el niño. Los cambios en la estructura familiar han sido atribuidos al descenso en las tasas de matrimonio y segundas nupcias, el retraso de la edad al casarse, el aumento en los divorcios y la fecundidad extramarital (Carnivali, 1987; Gutierrez, 1997; Morales, 1998; Vázquez, 1984).

A pesar de ser el de mayor proporción en la actualidad, las familias donde ambos padres están presentes han visto una reducción considerable durante el periodo de 1970 y 2000 de 79 por ciento a 61.8 por ciento (Vázquez Calzada, 1988; Negociado del Censo). El aumento en las disoluciones matrimoniales es uno de los factores principales que explica este descenso. Por otra parte, el incremento en los divorcios ha contribuido al apreciable aumento en las familias monoparentales con menores de 18 años presentes, sobre todo aquellas familias de madres solas sin esposo presente. Este tipo de familia en la Isla aumentó de un 15.6 por ciento (Morales, 1998) a un 27.9 por ciento (Negociado del Censo, 2000) durante el periodo de 1970 al 2000. Este arreglo familiar está sustituyendo gradualmente la familia tradicional. Las familias de padres solos, sin esposa presente y con hijos menores de 18 años son los menos comunes, ya que en la mayoría de los casos de divorcio, la madre obtiene la custodia de los niños. Sin embargo, las familias de este tipo no muestran una tendencia definida. Entre el periodo de 1970 al 2000, el 5.6 por ciento y el 4.8 por ciento correspondieron a este arreglo familiar (Vázquez Calzada, 1995; Negociado del Censo, 2000).

La diversidad de arreglos familiares sugiere una diferenciación social, económica y demográfica que afecta directamente a su componente más joven y vulnerable, los niños. Algunos estudios relacionan ciertas conductas antisociales de los niños en las escuelas, tales como ausencias y problemas de comportamiento, bajo desempeño académico y deserción escolar a vivir en un arreglo familiar alternativo (Cavanagh & Huston, 2006; Bumpass & Lu, 2000; Landale & Huan, 1992; Eggebeen & Lichter, 1991). Otros autores sugieren que las conductas delictivas violentas, uso de drogas y alcohol, depresión y baja autoestima son consecuencias relacionadas a vivir en familias monoparentales y reconstruidas (Morales del Valle, 1998; Wu, Cherlin, & Bumpass, 1997; DaVanzo & Rahman, 1993).

Desde una perspectiva amplia, la composición familiar puede considerarse tanto una causa, como una consecuencia de la pobreza. La desventaja e inestabilidad económica están asociadas con los cambios en los patrones de unión y disolución maritales, y la fecundidad extramarital, lo que ha dado lugar al aumento en las familias de madres solteras, como se indicó antes. Más allá de esto, algunas investigaciones sugieren que la pobreza se transmite de generación a generación (Landale & Huan, 1992).

De acuerdo a la literatura, cada vez más niños crecen en familias donde la madre trabaja. Bianchi (1990) observó un aumento en la probabilidad de que los niños tengan madres dentro de la fuerza laboral, siendo mayor entre los niños en familias donde ambos padres están presentes. De acuerdo Bianchi, tres de cada cinco niños americanos tenían madres que trabajaban fuera del hogar en 1988. Por otra parte, los menores de 18 años en familias de madre sola tienden a ser pobres debido a que las madres solas tienen menor probabilidad de trabajar. Como parte de las explicaciones al aumento en la pobreza infantil, Bianchi indica que los niños que vivían con madre sola experimentan pobreza debido al bajo ingreso de las madres, los papás no contribuyen a su mantenimiento y los beneficios de asistencia pública no se ajustan a la inflación.

Se reconoce de esta manera, que la situación social, económica y demográfica de los niños en Puerto Rico y en el mundo son, en parte, resultado de los cambios experimentados en los arreglos familiares. Es necesario y con carácter de urgencia, el desarrollo de políticas públicas dirigidas hacia las familias con niños dependientes, de modo que garanticen su seguridad social y económica para el presente y el futuro. La investigación presente tuvo como objetivo general describir el arreglo familiar de la población menor de 18 años residiendo en Puerto Rico para el año 2000 de acuerdo a sus características sociodemográficas. Como parte de los objetivos específicos, la presente investigación buscó identificar los tipos de arreglos familiares en que vivía la población bajo estudio. Además, pretendió examinar si existen diferencias en el arreglo familiar de los niños de acuerdo a sus características sociodemográficas.

Metodología

En la investigación presente, la población de interés fue la población menor de 18 años que al momento de realizarse el Censo de Población y Vivienda del año 2000 residía en Puerto Rico. Se tomaron en consideración a todas las personas menores de 18 años sin importar el estado marital, excepto aquellos menores de 18 años que de acuerdo al Censo vivían en un alojamiento de grupo. Esta investigación consideró los conceptos ‘menores de 18 años’ y ‘niños’ como sinónimos para referirse a la población de interés.

La principal fuente de datos de la presente investigación fue la Muestra del 5% de las cintas Magnéticas de Uso Público (PUMS por sus siglas en inglés) provistas por el Negociado del Censo sobre Población y Vivienda en Puerto Rico para el año 2000. Los PUMS son archivos individuales que contienen los datos de una muestra de unidades de vivienda con información de cada una de las viviendas y de cada una de las personas enumeradas en ellas. El uso del Censo del 2000 como fuente de datos, hace del estudio propuesto, uno de tipo transversal. Este estudio fue de naturaleza descriptiva y se utilizaron medidas descriptivas tales como distribución de frecuencias, por cientos y medidas de tendencia central como promedios. Para el desarrollo de estos análisis y manipulación de los datos en general se utilizó el programado estadístico “*Statistical Package For Social Science*”, SPSS por sus siglas en inglés.

La definición conceptual y operacional de las variables analizadas se obtuvo de la documentación técnica del Censo de Población y Vivienda del año 2000. Para propósitos de ésta investigación, algunas de estas definiciones serán modificadas. Por otra parte, el arreglo familiar de los menores de 18 años se define en término de cinco variables: cantidad de padres presentes, sexo de los padres, estado marital de los padres, relación de los niños con los padres (hijos biológicos, hijastros), y la relación del niño con otros miembros de la familia (si no viven con alguno de los padres) (Hofferth, 1985). Esta variable categorizó al menor de 18 años de acuerdo al arreglo familiar en el que vive. La misma fue categorizada de acuerdo a con quién vivía al momento del Censo: con ambos padres, madre sola sin esposo presente, padre solo sin esposa presente y ningún padre.

Las variables edad, sexo, relación con el Jefe de hogar, grado escolar matriculado, asistencia pública, ingreso total del hogar en 1999 y el nivel de pobreza fueron consideradas para describir las características generales de la población bajo análisis. Para describir a la población menor de 18 según las características del Jefe de hogar y del padre de referencia fueron consideradas las siguientes variables: edad, nivel educativo máximo alcanzado, participación laboral y estado de empleo.

Resultados

La población menor de 18 años residiendo en familia en Puerto Rico para el año 2000 constituyó el grupo poblacional de interés en esta investigación. Este grupo estuvo compuesto por una población total de 1, 084,454, lo que representa el 28.5 por ciento de la población total de la Isla. La Tabla 1 muestra la frecuencia y distribución porcentual de la población menor de 18 años según su arreglo familiar. Conforme a los resultados, un 61.8 por ciento de los niños vivían con ambos padres en el año 2000. Por otra parte, el arreglo familiar de madre sola sin cónyuge presente constituye el segundo arreglo familiar más numeroso, representando un 27.9 por ciento en el año 2000. Los niños que vivían con padre solo sin cónyuge presente constituyen el grupo menos numeroso de los diferentes arreglos familiares bajo análisis contribuyendo con un 4.8 por ciento del total de los niños.

Tabla 1
Frecuencia y distribución de por cientos de la población menor de 18 años de acuerdo a su arreglo familiar, Puerto Rico: 2000

Arreglo Familiar	Frecuencia	Por ciento
Vivía con:		
Ambos Padres	669,992	61.8
Padre Solo sin Cónyuge Presente	52,070	4.8
Madre Sola sin Cónyuge Presente	302,639	27.9
Ninguno de los Padres	59,753	5.5
Total de niños	1,084,454	100.0

Fuente: Microdata de Uso Público del Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico para el año 2000, Negociado del Censo. Tabulaciones creadas por el autor.

El arreglo familiar correspondiente a los niños que no vivían con ninguno de los padres presentes constituyó el 5.5 por ciento del total de niños en la Isla en el año 2000 (ver Tabla 1). Este grupo puede dividirse, entre otros, en tres arreglos más pequeños: otros familiares, ningún familiar y otros arreglos (ver Tabla 2). De estos tres últimos arreglos, el más numeroso es el correspondiente a otros familiares con 81.1 por ciento. Esto significa que de aquellos niños que no viven con ninguno sus padres, la mayoría es un pariente del jefe de hogar. Los niños que vivían con otra persona que no es un pariente y en otros arreglos constituyen un 13.3 y 5.6 por ciento respectivamente.

Tabla 2
Frecuencia y distribución de por cientos de la población menor de 18 años que no vivían con ninguno de los padres, Puerto Rico: 2000

Arreglo Familiar	Frecuencia	Por ciento
Vivía con:		
Ninguno de los Padres		
Otros Familiares	48,460	81.1
Ningún Familiar	7,970	13.3
Otros Arreglos	3,323	5.6
Total	59,753	100.0

Fuente: Microdata de Uso Público del Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico para el año 2000, Negociado del Censo. Tabulaciones creadas por el autor.

Al analizar la relación del niño con el Jefe de hogar, se observó que la mayoría de los niños son hijos/as del jefe, constituyendo un 86.1 por ciento del total de niños (ver Tabla 3). Los niños que vivían con ambos padres y madre sola presentan el porcentaje más alto de hijos/as biológicos/as con un 91.9 y 81.2 por ciento respectivamente. Los niños que vivían con padre solo presentan los mayores porcentajes en las categorías correspondientes a hijo/a adoptivo/a e hijastro/a (1.2 y 10.0 por ciento respectivamente). El arreglo familiar correspondiente a ningún padre posee los porcentajes más altos en el resto de las categorías pertinentes a la relación con el jefe de familia. De manera particular, para este grupo sobresale la categoría correspondiente a nieto/a con un 57.8 por ciento.

Tabla 3
Frecuencia y distribución de por cientos de la población menor de 18 años de acuerdo a su relación con el Jefe de hogar y el arreglo familiar, Puerto Rico: 2000

Relación con el Jefe de hogar	Frecuencia	Arreglo Familiar			
		Ambos Padres	Padre Solo*	Madre Sola*	Ningún Padre
Jefe/a	5,390	0.0	0.0	0.0	5.6
Hijo/a biológico/a	887,839	91.9	50.4	81.2	-
Hijo/a adoptivo/a	10,659	1.1	1.2	0.9	-
Hijastro/a	36,004	4.5	10.0	0.2	-
Otro familiar**	21,385	0.2	2.6	1.6	23.3
Ningún familiar***	7,970	-	-	-	13.3
Nieto/a	117,274	2.3	35.9	16.0	57.8
Total		100.0	100.0	100.0	100.0
Total de niños	1,084,454				

*Cónyuge no está presente.

**Incluye: hermano/a, hijo/a de crianza, otros familiares, yerno/nuera, sobrino/a, primo/a y cuñado.

***Incluye: inquilino, compañero de cuarto o casa, hijp/a de crianza temporera, personas no relacionadas y pareja de hecho.

Fuente: Microdata de Uso Público del Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico para el año 2000, Negociado del Censo. Tabulaciones creadas por el autor.

Los datos muestran que tanto varones como féminas se distribuyen porcentualmente similares entre los grupos bajo análisis (ver Tabla 4). Además, al considerar la estructura de edad de los niños se observó que los grupos bajo análisis muestran distribuciones porcentuales similares para las categorías correspondientes a esta variable.

Otra característica importante considerada en la investigación fue el grado escolar en que estaban matriculados de los niños. De acuerdo a la Tabla 4, la mayoría de los niños (89.5 por ciento) estaban matriculados en la escuela. Al analizar el grado matriculado de esta población, se observó que la distribución de por cientos de esta variable no varía marcadamente entre las categorías de análisis correspondientes para los diferentes grupos de arreglos familiares. Las mayores proporciones de niños que vivían con ambos padres estaban matriculados en las categorías de grado pre-escolar y escuela superior (62.4 por ciento respectivamente). Entre los niños que residían en arreglos monoparentales, las mayores proporciones observadas correspondieron a la categoría de quinto al octavo grado. Hay que destacar que esta variable está

íntimamente relacionada con la estructura de edad de la población que se está analizando.

Indicadores como la recepción de ingresos por asistencia pública, el ingreso total del hogar y el nivel de pobreza, proveen un cuadro interesante sobre el estado económico y de bienestar de los niños. De acuerdo a los resultados, un 83.5 por ciento de los menores de 18 años en Puerto Rico recibían ingresos de asistencia pública en el año 2000 (ver Tabla 4). A pesar de esto, las diferencias observadas entre los diferentes grupos bajo análisis no son marcadas. Los mayores por cientos de los niños que recibían asistencia pública se observaron entre aquellos que vivían con ambos padres y madre sola (62.1 y 28.0 por ciento respectivamente). El ingreso total del hogar suma los ingresos por asistencia pública, seguro social y retiro. En términos de por cientos, los resultados presentados en la Tabla 4 exhiben diferencias marcadas entre las categorías de ingreso del hogar para los grupos bajo análisis. Proporcionalmente, se observa que el por ciento de niños que vivía con ambos padres aumenta a medida que acrecienta el ingreso del hogar. Cabe señalar que de los niños que vivían con ambos padres, la categoría de \$40,000 o más fue la de mayor por ciento, siendo el doble de la categoría correspondiente a menos de \$10,000. Para los demás arreglos familiares se observó que el por ciento de niños disminuye a medida que aumenta el ingreso del hogar. De esta forma, para los niños que vivían con madre sola, la proporción de un ingreso del hogar menor de \$10,000 es cuatro veces mayor que de tener un ingreso de \$40,000 o más. Por otro lado, las categorías de ingreso correspondiente al arreglo familiar de padre solo no mostraron diferencias marcadas.

Al considerar el nivel de pobreza de los niños se observó que del total de menores de 18 años, el 58.6 por ciento vive bajo el nivel de pobreza (ver Tabla 4). El arreglo familiar correspondiente a ambos padres fue el único que presentó una proporción más alta para la categoría de sobre el nivel de pobreza. Las familias monoparentales por su parte, presentaron las proporciones más altas para la categoría de bajo el nivel de pobreza, sobresaliendo de estos el arreglo familiar de madre sola con un 35.6 por ciento.

Tabla 4
Frecuencia y distribución de por cientos de la población menor de 18 años de acuerdo a su sexo, edad, grado escolar matriculado, recepción de asistencia pública, ingreso total del hogar, nivel de pobreza y arreglo familiar: Puerto Rico, 2000

Característica	Frecuencia	Arreglo Familiar				Total (%)
		Ambos Padres	Padre Solo*	Madre Sola*	Ningún Padre	
Sexo						
Masculino	556,944	62.1	5.2	27.6	5.1	100.0
Femenino	527,510	61.5	4.4	28.2	6.0	100.0
Edad						
Menores de 6 años	353,589	63.2	5.6	26.5	4.7	100.0
6 a 11 años	367,696	61.7	4.8	28.7	4.8	100.0
12 a 14 años	181,063	61.6	4.2	29.4	4.8	100.0
15 a 17 años	182,106	59.4	3.9	27.5	9.2	100.0
Grado escolar matriculado						
Matriculado en la escuela	814,657	61.6	4.4	28.7	5.2	100.0
Pre-escolar	116,121	62.4	4.7	28.8	4.1	100.0
1ro a 4to grado	250,118	61.2	4.8	29.3	4.8	100.0
5to a 8vo grado	254,900	61.2	4.5	29.1	5.2	100.0
9no a 12vo grado	191,408	62.4	3.6	27.4	6.6	100.0
Escuela técnica, profesional o	2,154	52.4	6.3	22.9	18.4	100.0
No está matriculado en la escuela	96,077	58.5	5.8	27.8	7.9	100.0
Asistencia Pública						
Recibe	905,945	62.1	5.0	28.0	4.8	100.0
No recibe	178,509	60.0	3.8	27.3	8.9	100.0
Ingreso Total del Hogar en 1999						
Menos de \$10,000	388,198	44.2	4.7	44.0	7.1	100.0
\$10,000 a \$14,999	157,898	63.0	5.4	25.8	5.8	100.0
\$15,000 a \$19,999	114,557	66.1	5.1	23.7	5.1	100.0
\$20,000 a \$24,999	93,570	68.9	4.8	21.3	5.1	100.0
\$25,000 a \$29,999	67,989	72.7	4.6	18.7	4.1	100.0
\$30,000 a \$34,999	58,716	77.5	5.0	13.6	3.9	100.0
\$35,000 a \$39,999	41,990	78.3	4.2	13.2	4.3	100.0
\$40,000 o más	161,536	81.0	4.5	11.2	3.4	100.0
Pobreza						
Bajo el nivel de pobreza	635,944	52.2	5.2	35.6	7.0	100.0
Sobre el nivel de pobreza	448,510	75.4	4.3	17.0	3.3	100.0
Total	1,084,454					

*Cónyuge no está presente.

Fuente: Microdata de Uso Público del Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico para el año 2000, Negociado del Censo. Tabulaciones creadas por el autor.

Es importante observar cómo el ingreso y el nivel de pobreza se distribuyen dentro de cada grupo bajo análisis. Respecto al ingreso, se observó que sólo una cuarta parte de los niños que vivían con ambos padres poseen ingresos familiares

menores a \$10,000, comparado con tres de cada cinco niños que vivían con madre sola (ver Tabla 5). Por otra parte, los niños que vivían con ambos padres, tienen casi cuatro veces mayor probabilidad de tener un ingreso del hogar de \$40,000 o más que los niños que vivían junto a madre sola.

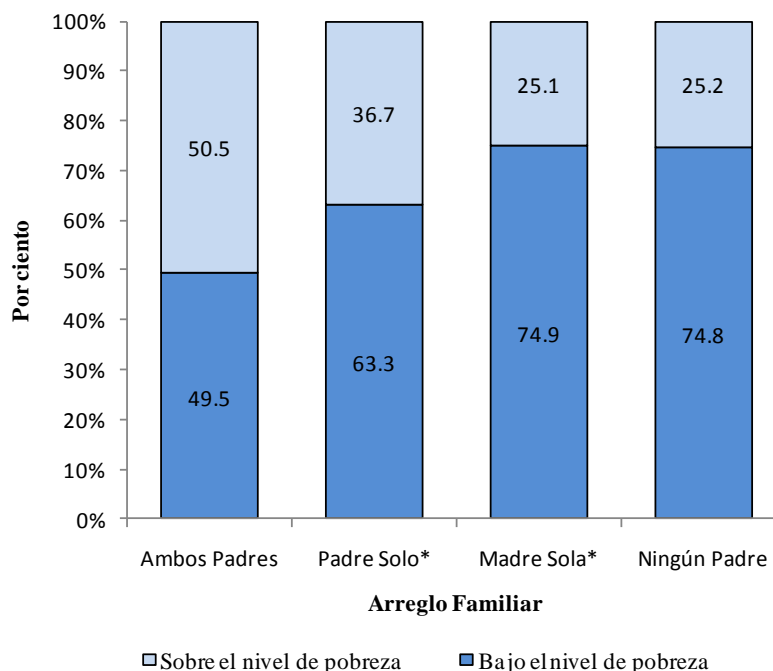
Tabla 5
Distribución de por cientos de la población menor de 18 años de acuerdo al arreglo familiar y el ingreso familiar total de hogar en 1999, Puerto Rico: 2000

Característica	Frecuencia	Arreglo Familiar			
		Ambos Padres	Padre Solo*	Madre Sola*	Ningún Padre
Ingreso Familiar Total en 1999					
Menos de \$10,000	400,506	25.6	41.0	58.8	49.1
\$10,000 a \$14,999	157,899	14.9	16.8	13.4	14.9
\$15,000 a \$19,999	112,107	11.3	10.1	8.4	9.3
\$20,000 a \$24,999	91,827	9.6	7.8	6.2	7.8
\$25,000 a \$29,999	66,418	7.4	6.4	3.7	4.1
\$30,000 a \$34,999	57,240	6.8	4.7	2.3	3.7
\$35,000 a \$39,999	41,138	4.9	2.4	1.8	2.8
\$40,000 o más	157,319	19.5	10.8	5.4	8.3
Total de niños	1,084,454	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Microdata de Uso Público del Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico para el año 2000, Negociado del Censo. Tabulaciones creadas por el autor.

Al analizar la variable pobreza dentro de cada grupo, se observó que la mitad de los niños que vivía con ambos padres se encuentran bajo el nivel de pobreza (ver Gráfico 1). Sin embargo, estos muestran el porcentaje más bajo en comparación con los demás grupos. En contraste, los niños que vivían en arreglos monoparentales son los más pobres al exhibir los porcentajes más altos en la categoría correspondiente a bajo el nivel de pobreza. Tres de cada cuatro niños que vivían con madre sola se encuentran bajo el nivel de pobreza, destacándose como el grupo más pobres. Muy de cerca, a este grupo le sigue los niños que no vivía con ninguno de los padres.

Gráfica 1: Distribución de por cientos de la población menor de 18 años de acuerdo al arreglo familiar y el nivel de pobreza, Puerto Rico, 2000



Como parte del análisis de las características del arreglo familiar de los menores de 18 años, es necesaria la exanimación de la proporción de niños según algunas características sociodemográficas de los jefes de hogar y de los padres de referencia. De acuerdo a la Tabla 6, el 90 por ciento de los menores de 18 años vivían con jefes en edades productivas (25 a 64 años). El arreglo familiar correspondiente a ambos padres exhibe el por ciento más alto en la categoría de 25 a 44 años de edad (66.8 por ciento). Los niños que residían con madre sola muestran los por cientos más altos en las categorías de menores de 25 años y 65 o más años (35.1 y 36.7 por ciento respectivamente). En el caso de los niños que vivían con padre solo, el porcentaje mayor lo exhibe la categoría de 65 años o más (13.5 por ciento). Respecto a la mediana de edad, se observó que este indicador es más alto para los jefes en los grupos de padre solo y ningún padre (47 y 56 años respectivamente). A pesar de esto, los datos muestran una estructura de edad vieja para todos los grupos.

Tabla 6
Frecuencia y distribución de por cientos de la población menor de 18 años de acuerdo a la edad, mediana de edad, nivel educativo máximo alcanzado, participación laboral y estado de empleo del jefe de hogar y el arreglo familiar, Puerto Rico: 2000

Característica	Frecuencia	Arreglo Familiar				Total (%)
		Ambos Padres	Padre Solo*	Madre Sola*	Ningún Padre	
Edad del jefe de hogar						
Menores de 25 años	65,516	52.8	4.3	35.1	7.9	100.0
25 a 44 años	720,647	66.8	3.3	27.8	2.1	100.0
45 a 64 años	257,813	55.9	7.9	25.0	11.2	100.0
65 años o más	40,478	24.0	13.5	36.7	25.7	100.0
Mediana de edad del jefe (años)	39.5	38.6	47.0	39.3	56.1	
Nivel educativo del jefe de hogar						
Escuela superior no completada	374,952	53.1	6.9	30.7	9.2	100.0
Graduado de escuela superior	282,132	64.4	4.5	26.6	4.5	100.0
Estudios universitarios	427,370	67.7	3.2	26.3	2.9	100.0
Participación laboral del jefe						
En la fuerza laboral	610,027	71.1	4.1	21.3	3.6	100.0
Fuera de la fuerza laboral	474,427	49.9	5.8	36.4	8.0	100.0
Estado de empleo del jefe						
Empleado	504,522	74.8	4.0	17.9	3.3	100.0
Desempleado	579,932	50.5	5.5	36.6	7.4	100.0
Total de niños	1,084,454					

*Cónyuge no está presente.

Fuente: Microdata de Uso Público del Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico para el año 2000, Negociado del Censo. Tabulaciones creadas por el autor.

Al examinar el nivel educativo máximo alcanzado por el Jefe de hogar, los datos en la Tabla 6 muestran diferencias marcadas en términos porcentuales entre los grupos bajo análisis para las categorías correspondientes a esta variable. En particular, las diferencias porcentuales más altas las exhiben los arreglos familiares correspondientes a ambos padres y madre sola. Además, se observó que 67.7 por ciento de los niños que vivían con ambos padres residían junto a un jefe de hogar que había obtenido estudios universitarios. Los niños que vivían con padre solo y madre sola presentaron los porcentajes más elevados en la categoría correspondiente a jefes de hogar que no habían completado la escuela superior (6.9 y 30.7 por ciento respectivamente).

En cuanto a la participación laboral y el estado de empleo del jefe de hogar, la mayoría de los niños residían junto a un jefe de hogar que participaba en la fuerza laboral (56.3 por ciento) y que estaba desempleados (53.5 por ciento) (ver Tabla 6). Al examinar los datos, se observó que el grupo de niños que vivía con ambos padres fue el único que presentó los porcentajes más altos en las categorías correspondientes a dentro de la fuerza laboral y empleado (71.1 y 74.8 por ciento respectivamente). De forma contraria, los niños que vivían en arreglos monoparentales presentaron porcentajes más altos en las categorías correspondientes a fuera de la fuerza laboral y desempleados.

Esta investigación tomó en consideración el examen del arreglo familiar de la población menor de 18 años según algunas características del padre de referencia. Los resultados apuntan hacia diferencias marcadas, en términos porcentuales, entre los arreglos familiares correspondientes a ambos padres y madre sola en cuanto a la edad del padre de referencia (ver Tabla 7). Los niños que vivían con ambos padres presentaron los porcentajes más altos en las categorías correspondientes a 65 o más años y 45 a 64 años. Por otra parte, los niños que vivían con padre solo y madre sola muestran los por cientos más elevados en la categoría menor de 25 años (11.1 y 46.8 por ciento respectivamente).

Al analizar la mediana de edad de los padres en general, se observó que estos son un poco más jóvenes que los jefes de familia. El grupo correspondiente a ambos padres presentó la mediana de edad más alta de todos los arreglos (37 años) (ver Tabla 7). Los arreglos familiares correspondientes a padre solo y madre sola son un poco más jóvenes al presentar una mediana de edad de 34 y 35 años. Estos son más jóvenes que todos los padres juntos y que todos los jefes de familia.

Otra característica examinada en esta investigación fue el nivel educacional máximo alcanzado por el padre de referencia. La diferencia porcentual más alta la muestra el arreglo familiar correspondiente a ambos padres (ver Tabla 7). Además, se observó una proporción ascendente de menores de 18 años que vivían con ambos padres a medida que aumenta el nivel educacional alcanzado por el padre de referencia. Este arreglo familiar fue el único que obtuvo los porcentajes más altos para todas las categorías pertinentes a esta variable, destacando con un 67.7 por ciento en

la categoría de estudios universitarios. Por otra parte, los niños que vivían con padre solo y madre sola presentaron los porcentajes más altos en la categoría correspondiente a escuela superior no completada (7.4 y 31.6 por ciento respectivamente).

Tabla 7

Frecuencia y distribución de por cientos de la población menor de 18 años de acuerdo a la edad, mediana de edad, nivel educativo máximo alcanzado, participación en la fuerza laboral, estado de empleo del padre y el arreglo familiar, Puerto Rico: 2000

Característica	Frecuencia	Arreglo Familiar			Total (%)
		Ambos Padres	Padre Solo*	Madre Sola*	
Edad del padre					
Menor de 25 años	89,419	42.1	11.1	46.8	100.0
25 a 44 años	751,196	65.6	4.4	30.0	100.0
45 a 64 años	178,371	75.5	4.9	19.6	100.0
65 años o más	5,715	84.7	10.2	5.1	100.0
Mediana de edad del padre (años)	36.50	37.8	34.0	35.0	
Nivel educativo del padre					
Escuela superior no completada	318,370	61.0	7.4	31.6	100.0
Graduado de escuela superior	274,951	66.8	4.8	28.3	100.0
Estudios universitarios	431,380	67.7	3.5	28.8	100.0
Participación laboral del padre					
En la fuerza laboral	608,379	72.4	5.0	22.6	100.0
Fuera de la fuerza laboral	416,322	55.1	5.2	39.7	100.0
Estado de empleo del padre					
Empleado	504,522	76.8	4.8	18.5	100.0
Desempleado	105,505	54.6	5.4	40.0	100.0
Total de niños	1,024,701				

*Cónyuge no está presente.

Fuente: Microdata de Uso Público del Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico para el año 2000, Negociado del Censo. Tabulaciones creadas por el autor.

La Tabla 7 presenta la distribución porcentual de los menores de 18 años según la participación en la fuerza laboral del padre de referencia. De acuerdo a los hallazgos, dos de cada cinco niños vive con un padre que participa en la fuerza laboral. Las diferencias porcentuales que más destacaron fueron los arreglos familiares

correspondientes a ambos padres y madre sola. Los niños que vivían con ambos padres tienden a residir junto a un padre que participa en la fuerza laboral (72.4 por ciento). En el caso de los niños que vivían en arreglos monoparentales, estos ostentan las proporciones más altas en la categoría correspondiente a fuera de la fuerza laboral. De estos, destacan los niños que vivían con madre sola con 39.7 por ciento.

Los resultados presentan diferencias marcadas en términos porcentuales entre los grupos correspondientes a ambos padres y madre sola para las categorías relacionadas al estado de empleo del padre de referencia (ver Tabla 7). Por una parte, los niños que vivían con ambos padres ostentan el porcentaje más alto en la categoría correspondiente a empleado (76.8 por ciento). Los niños que vivían en arreglos monoparentales, por otro lado, tienden a residir junto a un padre desempleado. Para los niños que vivían con madre sola, la probabilidad de residir junto a una madre desempleada es dos veces mayor que la de vivir junto a una madre empleada.

Discusión

El descenso vertiginoso observado en el arreglo familiar correspondiente a ambos padres y el aumento en el arreglo familiar correspondiente a madre sola sin esposos presente en Puerto Rico durante las últimas décadas del siglo XX se ha convertido en una realidad del diario de muchos niños, junto con todas las consecuencias que trae consigo. Los resultados en la presente investigación coinciden con la literatura revisada, al observarse, tanto en Puerto Rico como en EE.UU., un descenso en las familias donde ambos cónyuges están presentes en el hogar y un aumento en las familias monoparentales, particularmente aquellas lideradas por una mujer (Cavanagh & Huston, 2006; DaVanzo & Rahman, 1993; Bianchi, 1990; Vázquez Calzada, 1988; Morales, 1998; Gutierrez, 1997). Sin embargo, parte de la variación observada en los arreglos familiares de los niños en esta investigación puede deberse al proceso de selección de la población.

Los cambios ocurridos en los arreglos familiares y su respectiva variedad, sugieren una diversificación social, económica y demográfica de la población menor de 18 años. En cuanto a las características demográficas, la población menor de 18 años

no mostró grandes diferencias por sexo y edad según su arreglo familiar. Los datos señalan que los niños que vivían con madre sola tienden a tener más edad que los niños en los otros grupos. Los niños que vivían con ambos padres y padre solo tienden a estar entre las edades de menores de 6 años y de 6 a 11 años. En el caso de los niños que vivían con madre sola, su edad tiende a fluctuar entre 6 y 14 años. Los hallazgos de la presente investigación coinciden con los resultados de Saluter & Lugaila (1998) en cuanto a la edad de los niños que vivían con ambos padres. Por otra parte, de acuerdo a estos autores, los niños que vivían en arreglos monoparentales tienden a estar entre las edades de menores de 6 años y de 12 a 17 años. En cuanto a la edad de los niños que vivían con madre sola, esto representa una diferencia con la presente investigación.

Al comparar los diferentes arreglos familiares bajo análisis, los arreglos familiares correspondientes a ambos padres y madre sola obtuvieron las proporciones más altas de hijos/as biológicos/as del jefe de hogar, mientras que el arreglo de padre solo presentó las mayores proporciones de hijos/as adoptivos/as e hijastros/as. Estos resultados están íntimamente relacionados a los cambios en la estructura familiar atribuidos los recientes patrones de formación y disolución familiar, cohabitación y fecundidad no marital (Carnivali, 1987; Gutierrez, 1997; Morales, 1998; Vázquez, 1984).

En cuanto a la educación de la población de interés, la mayoría está matriculada en la escuela. Los niños que vivían con ambos padres tienden a estar matriculados en grado preescolar y escuela superior. En el caso de los niños que vivían en arreglos monoparentales tienden a estar matriculados entre quinto a octavo grado. En el caso de aquellos considerados desertores escolares, los niños que vivían con ambos padres y con ningún padre presentaron proporciones levemente más altas que aquellos niños en estos arreglos familiares matriculados en la escuela. Esto contrasta con la literatura revisada. Autores como DaVanzo & Rahman (1993) y Bumpass & Lu (2000) indican que los niños que vivían con madre sola tienden a tener mayor deserción escolar.

En cuanto a las características socioeconómicas, los resultados de la presente investigación muestran una ventaja palpable para los niños que vivían con ambos padres en comparación con los demás grupos bajo análisis. Primero, los niños que

vivían con ambos padres destacan al obtener los porcentajes más altos en las categorías superiores del ingreso total del hogar y al ser los únicos en presentar el porcentaje más alto en la categoría perteneciente a sobre el nivel de pobreza. En el lado opuesto de la balanza, los niños que vivían en arreglos monoparentales, particularmente aquellos que vivían con madre sola, exhibieron los porcentajes más elevados en las categorías inferiores de ingreso total del hogar y las proporciones más altas en la categoría perteneciente a bajo el nivel de pobreza. Un comportamiento similar fue observado para los niños que no vivían con ninguno de los padres.

Gutiérrez (1997) observó un aumento en la mediana de ingreso en los arreglos familiares que analizó durante el periodo de 1970 al 1990. De acuerdo a la autora, este indicador resultó ser más alto para las familias donde ambos cónyuges están presentes y más bajo para las familias dirigidas por una mujer sola. Por otra parte, los resultados de la presente investigación coinciden con los hallazgos de Gutiérrez, al observarse una continuación en el descenso del volumen de niños que vivía bajo el nivel de pobreza en general y por arreglo familiar en la Isla. En 1990 un 68 por ciento de los niños vivía bajo el nivel de pobreza (Gutiérrez, 1997). Para el año 2000, la proporción de niños pobres descendió en diez puntos porcentuales. Al observarse esta variable por arreglo familiar, el cambio porcentual ha sido uno perceptible. Sin embargo, los niños que vivían en arreglos monoparentales, en particular aquellos que vivían con madre sola, continúan siendo los más pobres.

En la presente investigación se consideró analizar la distribución porcentual de los niños de acuerdo a ciertas características del jefe de hogar y del padre de referencia. Al analizar el nivel educacional máximo alcanzado por el jefe de hogar y el padre de referencia, los resultados muestran que los niños que vivían con ambos padres tienden a residir junto a un jefe o un padre de referencia que ha obtenido estudios universitarios. De forma opuesta, los niños que vivían en arreglos monoparentales presentaron las proporciones más altas en la categoría inferior de esta variable pertinentes al jefe y el padre de referencia, escuela superior no completada. De acuerdo a la revisión de literatura, el nivel educacional alcanzado por los jefes y los padres ha aumentado dramáticamente en las últimas décadas (Bianchi, 1990; Gutiérrez, 1997). A pesar de esto, Bianchi indica que los niños en familias

monoparentales tienen menor probabilidad de tener al menos un padre con escuela superior o con estudios universitarios completados que su contraparte.

Los niños que vivían con ambos padres tienden a residir junto a un jefe y/o un padre que participa de la fuerza laboral empleado. Su contraparte, los niños que vivían en arreglos monoparentales, tienen mayor probabilidad de residir junto a un jefe y/o un padre que no participa de la fuerza laboral y en el caso de aquellos que participan en la fuerza laboral, tienden a estar desempleados. En estas categorías destacan los niños que vivían con madre sola. Los resultados de la presente investigación no parecen coincidir con los patrones presentados por Gutiérrez. De forma general, la autora observó que el porcentaje de niños con jefe de hogar que trabajaba permaneció más o menos estable durante el periodo de estudio. Por otra parte, la proporción de niños que vivía con madre sola y junto a un jefe y/o padre empleado observado en la presente investigación no parece coincidir con el aumento en dicha proporción presentado por la autora. Más bien, parece haber disminuido. Esto debe estar relacionado a la forma en que se calcularon los resultados en ambos trabajos.

Conclusión

El análisis presentado identifica el arreglo familiar de la población menor de 18 años según sus características sociodemográficas. Como se discutió anteriormente, los cambios ocurridos en dichos arreglos responden a ciertas tendencias demográficas y socioeconómicas observadas en la Isla durante el siglo XX. Por otro lado, la diversificación de los arreglos familiares de los niños ha observado una disminución en la proporción de niños que vivía con ambos padres presentes y un aumento en la proporción de niños que vivía en arreglos monoparentales, particularmente, aquellos dirigidos por una madre sola sin cónyuge presente. Se espera que estos patrones continúen en el futuro.

La creciente diferenciación demográfica, social y económica entre los arreglos familiares analizados identifica aquellos grupos que presentan mayor desventaja en la sociedad puertorriqueña. Por una parte, la presente investigación ha revelado que los niños que vivían en arreglos donde sólo uno de los padres está presente están en peor

situación que los niños que vivían con ambos padres. Los niños que vivían en dichos arreglos exhiben los niveles de deserción escolar más elevados, los porcentajes más altos en las categorías inferiores de ingreso, los niveles más altos de pobreza, reciben una parte sustancial de los ingresos por asistencia pública. Además, residen junto a jefes y padres con los niveles educativos más bajos y las proporciones más bajas en la participación laboral. De forma opuesta, los niños que vivían con ambos padres presentaron un cuadro más favorable respecto a las variables estudiadas.

Más que ofrecer respuestas y explicar el fenómeno de la diversificación y diferenciación sociodemográfica de los arreglos familiares de los niños, el presente estudio invita a reflexionar sobre la insuficiencia inaplazable de políticas públicas dirigidas a garantizar su demanda de seguridad social y económica en el presente y en el futuro. De esta forma, no podemos perder la esperanza en la familia como institución base de nuestra sociedad. De acuerdo a Gutiérrez (1997), quien cita a Lizardi (1983), “debemos visualizar los cambios en las familias no como síntomas de deterioro, sino, como mecanismos adaptativos de un sistema social en proceso de transición ante la demanda del ambiente.” Según la autora, no atender con prontitud las necesidades de los niños según sus arreglos familiares sería prolongar más la desigualdad entre estos. Sería lo mismo que traspasar de una generación a otra, nuevamente, la misma situación de sus jefes y padres: bajo nivel de educativo, limitadas oportunidades de empleo y pobreza.

Estudios posteriores deben dirigirse a analizar el estado y dinámica de la familia en general y de las familias con niños. Se espera que la presente investigación genere nuevas interrogantes y estudios sobre los arreglos familiares de los niños. Además, se espera que esta investigación forme parte la literatura considerada en la creación de programas y políticas públicas dirigidas a atender la situación de los niños y sus familias en un futuro cercano.

Referencias

- Bianchi, S. M. (1990). America's Children: Mixed Prospects. *Population Bulletin* , 45 (1), 1-48.
- Bitler, M. P., Gelbach, J. B., & Hoynes, H. W. (2004). Has welfare reform affected children's living arrangements? *Focus* , 23 (2).
- Bumpass, L. L., & Rindfuss, R. R. (1979). Children's Experience of Marital Disruption. *The American Journal of Sociology* , 85 (1).
- Bumpass, L. L., & Sweet, J. A. (1989). Children's Experience in Single-Parent Families: Implications of Cohabitation and Marital Transitions. *Family Planning Perspectives* , 21 (6), 256-260.
- Bureau, U. C. (n.d.). Censo de Población y Vivienda: Puerto Rico, 2000. *www.census.gov.com* .
- Carnivali, J. (1987). Tendencias y variaciones en la estructura familiar de Puerto Rico. *Ponencia presentada en la Conferencia del Gobernador para el Fortalecimiento de la Familia; San Juan, Puerto Rico* .
- Cavanagh, S. E., & Huston, A. C. (2006). Family instability and children's early problem behavior. *Social Forces* , 85 (1), 551-581.
- Colón Warren, A. (2009, enero 7). Retrieved abril 15, 2010, from Enciclopedia de Puerto Rico: <http://www.encyclopediapr.org/esp/article.cfm?ref=06081505>
- Colón Warren, A. (2009, enero 7). *Enciclopedia de Puerto Rico*. Retrieved abril 15, 2010, from <http://encyclopediapr.org/esp/article.cfm?ref=06081504>
- Dávila, A. L. (1992). Algunas consideraciones entorno a la familia y el hogar puertorriqueño en vísperas del siglo XXI. *Ponencia presentada en la Asamblea Anual de la Sociedad de Honor de Enfermería, Sigma Theta Tau, Capítulo Epsilon Lambda Inc* .
- De Vos, S. Living Arrangements of Children 13-16 and School Attendance: Latin America in the Early 1980s. *CDE Working Paper* , 96 (11).
- Departamento de Salud, S. A. (1975-2005). *Informe Anual de Estadísticas Vitales de Puerto Rico, Años Selectos*. San Juan, Puerto Rico.
- Eggebeen, D. J., & Lichter, D. T. (1991). Race, Family Structure, and Changing Poverty Among American Children. *American Sociological Review* , 56 (6), 801-817.

- Gutierrez Rodríguez, J. (1997). *Características sociodemográficas del niño en Puerto Rico según su arreglo de vida familiar para 1970, 1980 y 1990*. Tesis de Maestría. Universidad de Puerto Rico, Recinto de Ciencias Médicas, Escuela de Salud Pública, Programa de Demografía.
- Haurin, R. J. (1992). Patterns of Childhood Residence and the Relationship to Young Adult Outcomes. *Journal of Marriage and Family* , 54 (4), 846-860.
- Hofferth, S. L. (1985). Updating Children's Life Course. *Journal of Marriage and Family* , 47 (1), 93-115.
- Hoynes, H. W. (2005). Welfare reform, family structure, and children's living arrangements. *Center for Public Policy Research, University of California, Davis*.
- Jagannathan, R. (2004). Children's living arrangements from a social policy implementation perspective. *Children and Youth Services Review* , 26, 121-141.
- Kennedy, S., & Bumpass, L. L. (2008). Cohabitation and children's living arrangements: New estimates from United States. *Demographic Research* , 19 (47).
- Kreider, R. M. (2008). Living Arrangements of Children: 2004. *Current Population Reports* , P70 (1 14).
- Landale, N. S., & Huan, S. M. (1992). The Family Life Course of Puerto Rican Children. *Journal of Marriage and Family* , 54 (4), 912-924.
- Lesthaeghe, R. (2010). The Unfolding Story of the Second Demographic Transition. *Paper to be presented at the Conference on "Fertility in the History of the 20th Century – Trends, Theories, Public Discourses, and Policies."* Akademia Leopoldina & Berlin-Brandenburgische Akademie. Januari 21-23, 2010.
- McLanahan, S. (2004). Diverging Destinies: How Children are Faring under the Second Demographic Transition. *Demography* , 41 (4), 607-627.
- Mincy, R. B., & Oliver, H. (2003). Age, race, and children's living arrangements: Implications for TANF reauthorization. *The Urban Institute* , Series B (B-53).
- Morales del Valle, Z. (1998). Cambios en la estructura familiar de Puerto Rico, sus determinantes y sus diferenciales. *CIDE* , 3 (1).
- Morales del Valle, Z. (2001). Madres adolescentes en Puerto Rico. *CIDE* , 5 (1), 24-48.
- OECD, -O. f.-o. (2009). Living Arrangements of Children. *OECD Family Database* , 1-4.
- O'Hare, W. P. (2001). The child population: First data from the 2000 Census. *The Annie*

E. Casey Foundation and the Population Reference Bureau June 2001 .

- O'Hare, W. (2003). Recent changes in the percent of children living in single-mother families. *Kids Count* .
- Richards, T., White, M. J., & Ong Tsui, A. (1987). Changing living arrangements: A hazard model of transition among household types. *Demography* , 24 (1), 77-97.
- Roempke Graefe, D., & Lichter, D. T. (1999). Life course transitions of American children: Parental cohabitation, marriage, and single motherhood. *Demography* , 36 (2), 205-217.
- U.S. Census Bureau, (2003). Technical Documentation: Census 2000, Public Use Microdata Sample.
- van Gaalen, R., & van Poppel, F. (2005). Living with kin in the Netherlands: Long-term trends, variability and effects on longevity. *Paper to be presented at the Symposium on 'Kinship and Demographic Behavior', organized by the International Union for the Scientific Study of Population and the University of Utah, Salt Lake City, USA 31 October- 1 November 2005 .*
- Vázquez Calzada, J. (1987). Cambios en la estructura del hogar puertorriqueño durante las últimas décadas. . *Ponencia presentada en la celebración de la Semana de la Familia en el Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico .*
- Vázquez Calzada, J. L. (2009, enero 7). *Emigración Puertorriqueña, 1945-1965 Enciclopedia de Puerto Rico*. Retrieved abril 15, 2010, de <http://enciclopediapr.org/esp/article.cfm?ref=06081504>
- Vázquez Calzada, J. L. (1988). *La población de Puerto Rico y su trayectoria histórica*.
- Vázquez Calzada, J. L. (1984). Perfil de la familia puertorriqueña. *Programa Graduado de Demografía, Escuela de Salud Pública, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico .*
- Vázquez Calzada, J. L. (1995). Transformación del hogar puertorriqueño: 1940 a 1990. *CIDE* , 1 (1).
- Wu, L. L., Cherlin, A. J., & Bumpass, L. L. (1997, January). Family structure, early sexual behavior, and premarital births.

Análisis de contraste asociado a los varones jefes de familias monoparentales sin esposa presente, Puerto Rico: 2000¹

Magdaliz Álvarez-Figueroa, M.S.² & Arnaldo Torres-Degró, Ph.D.³

Formas de citar: Álvarez-Figueroa, Magdaliz & Torres-Degró, Arnaldo (2012). Análisis de contraste asociado a los varones jefes de familias monoparentales sin esposa presente, Puerto Rico: 2000. *CIDE digital*, 3(1-2), 25-64. Recuperado de <http://soph.md.rcm.upr.edu/demo/index.php/cide-digital/publicaciones>.

Resumen: **Objetivo:** *Esta investigación estuvo dirigida a analizar las características sociodemográficas y económicas de las familias monoparentales con jefe varón sin esposa presente en Puerto Rico para el 2000.*
Métodos: *Dentro de un modelo de investigación no experimental el diseño utilizado para realizar el trabajo fue transaccional o transversal de índole asociativo. Se utilizó la muestra del 5% de Microdatos para el Uso Público del Censo de Puerto Rico del año 2000 como la fuente de datos de este estudio. En Puerto Rico para el año 2000 había un total de 53,968 varones jefes de familia monoparental. El análisis de los datos secundarios fue realizado mediante análisis de datos categóricos, con énfasis en análisis de contraste (ANOVA).*
Resultados: *Con un P_{valor} de 0.00001 menor al nivel de significancia (0.05) podemos indicar que las medias (promedios) de ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años difieren entre las categorías de la variable estado civil, educación, lugar de nacimiento, ocupación, fuerza laboral, nivel de pobreza, ingreso de asistencia económico e ingreso de seguro social.*
Conclusiones: *A través de un análisis “post hoc” y Anova se hallaron diferencias entre las variables dependientes y las variables independientes para las características sociodemográficas y económicas en los jefes varones de familias monoparentales en Puerto Rico.*

Palabras clave: Contraste de medias (ANOVA), Familias monoparentales, Varones jefes de hogar si esposas presentes, Puerto Rico.

Introducción

Las familias monoparentales incluyendo a aquellas de jefe varón sin esposa(o) presente, han estado en crecimiento en Puerto Rico. Desde el Censo del 1960 al

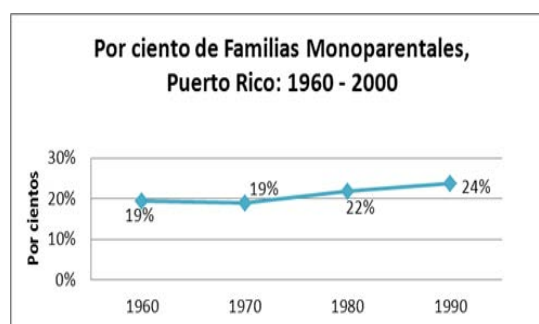
¹ Este artículo presenta resultados parciales obtenidos de la tesis realizada por la autora principal para completar el grado de Maestría en Ciencias en Demografía-RCM-UPR, Universidad de Puerto Rico: Junio, 2011. La referencias se pasó integra conforme el trabajo de tesis ya elaborada.

² M.S. en Demografía. Egresada del Programa Graduado de Demografía, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico. Email: aurifeno@hotmail.com.

³ Catedrático Asociado del Programa Graduado en Ciencias en Demografía; Coordinador Programa Graduado de Demografía, Recinto de Ciencias Médicas de la Universidad de Puerto Rico.

Censo del 2000 han crecido 10.1 puntos porcentuales (ver tabla 1). De un 19.4% de familias monoparentales en la década del 1960 (Vázquez Calzada, 1995) este tipo de familia aumentó a un 29.5% en el año 2000. Las principales causas de este aumento en otros países han sido el divorcio, las separaciones, el nacimiento de niños fuera del matrimonio y la viudez (Barrón, S., 2002; Fernández Cordón, J. A. & Tobío Soler, C., 1998).

Tabla 1 Por ciento de Familias Monoparentales, Puerto Rico: 1960 - 2000	
Año	%
1960	19.4
1970	18.9
1980	21.8
1990	23.8
2000	29.5



Las familias monoparentales se encuentran en desventaja al compararlas con las familias en donde ambos padres están presentes, en especial en cuanto a la pobreza y a la cantidad de tiempo que le dedican a sus hijos(as) (Hanson & Sporaskowski, 1986; Biblarz & Stacey, 2010).

A través de un análisis de tipos de familia y nivel de pobreza utilizando el Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico del año 2000 se observó que las familias en donde ambos conyugues se encuentran presentes tienen mayores ingresos y estabilidad económica. Al comparar estas con las familias monoparentales se observa que el ingreso de las últimas se reduce casi a la mitad, y las más afectadas que se ven son las familias de madres jefas de hogares monoparentales ya que su nivel de pobreza es el mayor. En Puerto Rico el por ciento de familias por jefatura de hogar bajo el nivel de pobreza por tipo de familia para el año 2000 fue como sigue: familias en donde ambos conyugues se encuentran presentes, 42%; familias en donde el varón es jefe sin esposa presente, 52%; y el por ciento más alto es el que tienen las familias en donde la mujer es jefe sin esposo presente, un 64% (Censo de Población y Vivienda, Puerto Rico 2000).

Factores como el desempleo, el tiempo dedicado a la crianza de los hijos versus el tiempo que estos padres deben trabajar, las redes sociales de apoyo que le puedan proveer familiares, amigos e instituciones gubernamentales, la flexibilidad en sus trabajos, entre otros; ponen al padre jefe de familia monoparental en desventaja (Hook, J. L. & Chalasani, S.; 2008). Por lo dicho anteriormente, tener un país con una gran cantidad de familias monoparentales implica un gran costo social, en especial en una sociedad que no ha planificado o no tiene los mecanismos para recibirlas.

Las familias monoparentales de jefe varón se encuentran en desventaja socialmente, debido además de las altas tasas de pobreza, a que los varones en estas tienden a tener poca educación (Hanson & Sporaskowski, 1986). A su vez se asocia el ser padre jefe de familia monoparental con la estigmatización. Algunas de las causas de la estigmatización son: el pensamiento de que las madres son las únicas aptas para criar a los hijos(as), las expectativas que se tiene de los hombres en el trabajo y las actitudes negativas de la sociedad hacia estos (Hook, J. L. & Chalasani, S.; 2008).

Los estudios sobre este tipo de familia en Puerto Rico son escasos desde la perspectiva demográfica para los últimos años. Este tipo de familia, raras veces recibe la atención de los investigadores que muchas veces prefieren estudiar a sus contrapartes femeninas, debido, entre otras características, a que la mayor parte de estas se encuentran bajo el nivel de pobreza. Desde el punto científico y de justicia social es necesario tener datos confiables de todos los tipos de familia, para poder hacer comparaciones, crear políticas públicas y proveer los recursos necesarios para solventar sus necesidades.

Metodología

Dentro de un modelo de investigación no experimental el diseño utilizado para realizar el trabajo fue transaccional o transversal de índole asociativo, donde el mismo, con datos secundarios, pretende asociar las características sociodemográficas y económicas de las familias monoparentales con jefe varón sin esposa presente en Puerto Rico para el 2000. La bases de datos utilizada fue la muestra del 5% del 2000 de la Muestra de Microdatos para uso Público (“PUMS”) por sus siglas en ingles, que es preparada por el Negociado del Censo Federal. Dicha base de datos contiene el 5%

de las unidades de vivienda ocupadas y vacantes en Puerto Rico, así como la información de las personas que se encuentran en ellas. Para el Censo del 2000, los participantes en Puerto Rico demarcaron dos tipos de PUMA (Área de Microdatos para uso Público) y Súper PUMA siguiendo los criterios del Negociado del Censo de los Estados Unidos.

El archivo contiene las ponderaciones individuales para cada persona o unidad de vivienda, las cuales al ser aplicadas a los archivos individuales expanden la muestra a un total relevante. La estructura de este archivo es jerárquica y contiene dos tipos de registros básicos: el registro de las características del hogar y el registro de las características de la persona. Además, estas contienen los archivos de los Alojamientos de Grupo y las personas que se encuentran en estos. Los mismos están identificados por un número de serie el cual identifica a que unidad de vivienda pertenecen las personas. Esto protege la confidencialidad de los datos a analizar. Este archivo es ventajoso para el investigador, ya que permite la manipulación las variables de acuerdo a los objetivos del estudio.

En Puerto Rico para el año 2000 había un total de 53,968 varones jefe de familia monoparental. Para propósito de esta investigación, dicha cantidad se consideró la población de estudio. La realización del manejo de los datos secundarios fue realizada mediante análisis de datos categóricos, con énfasis en análisis de contraste. Se utilizó ANOVA con la prueba F, incorporando el análisis de “Post Hoc” dándole énfasis a la prueba Scheffé para hacer una comparación tipo matriz entre las variables independientes y variables dependientes. Las variables dependientes utilizadas en el contraste de medias (ANOVA) fueron: ingreso total del hogar, ingreso total familiar, edad, cantidad de personas en la familia y cantidad de hijos(as) menores de 18 años en el hogar. Las variables independientes a las que se les hizo prueba de “Post Hoc” de Scheffé fueron: estado civil, educación, lugar de nacimiento y ocupación. Además se analizaron las siguientes variables dicotómicas: nivel de pobreza, fuerza laboral, ingreso de asistencia pública, ingreso de retiro e ingreso del seguro social; con tablas de promedio, mediana, desviación estándar y ANOVA, comparándolas contra las variables dependientes. Para el desarrollo de estos análisis se utilizará el programado estadístico “*Statistical Package For Social Science*” (SPSS por sus siglas en inglés).

Resultados

Estado civil por diversas variables dependientes

La intención es establecer si las medias (promedios) de ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años difieren o no entre las categorías de la variable estado civil. Según la prueba F obtenida para cada una de las variables dependientes, todas tuvieron un valor de probabilidad o un P_{valor} de 0.00001. Con un P_{valor} de 0.00001 menor al nivel de significancia (0.05) podemos rechazar, que el ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales sean iguales entre cada uno de las categorías de la variable estado civil, por lo que se sugiere que hay diferencia significativa.

ANOVA

Estado Marital

Variables dependientes		DF	Media Cuadrada	F	Sig.
Ingreso Total del Hogar	Entre los grupos	4	153220450409.701	214.795	.00001
	Dentro de los grupos	53941	713334795.168		
	Total	53945			
Ingreso Total de la familia	Entre los grupos	4	135046735112.129	200.681	.00001
	Dentro de los grupos	53941	672941594.817		
	Total	53945			
Edad	Entre los grupos	4	1982723.529	9580.907	.00001
	Dentro de los grupos	53963	206.945		
	Total	53967			
Personas por familia	Entre los grupos	4	298.637	198.238	.00001
	Dentro de los grupos	53963	1.506		
	Total	53967			
Hijos(as) menores de 18 años	Entre los grupos	4	47.935	46.205	.00001
	Dentro de los grupos	17775	1.037		
	Total	17779			

Con estos resultados se observa que el ingreso total por hogar medio entre los jefes varones de familias monoparentales difiere de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable estado civil. De igual forma las demás variables dependientes (ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos (as) menor de 18 años) difieren de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable estado civil.

Al encontrar diferencias significativas entre las variables dependientes (ingreso total por hogar ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos (as) menor

de 18 años) entre los jefes varones de familias monoparentales en por lo menos una categoría de la variable estado civil, no es posible establecer en cuál de las categorías difiere y en cuál no difiere, solo que hay diferencia. Para contestar dicha interrogante se realizó un análisis Post Hoc con la prueba de Scheffer donde se calculó una matriz para cada variable dependiente por la variable estado civil para poder agrupar homogéneamente las medias (ver trabajo original de la tesis).

Ingreso Total por Hogar en el 1999
Scheffe

Estado Marital	N	Subconjunto de alfa = .05			
		2	3	4	1
Separado	4137	17043.58			
Nunca Casado	18161		18831.15		
Viudo	12449			21352.53	
Casado	3941				26045.16
Divorciado	15258				26129.03
Sig.		1.000	1.000	1.000	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el ingreso total por hogar por el estado civil de los jefes varones de familias monoparentales fue de 214.80 con un P valor de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el ingreso medio (promedio) total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según el estado civil. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad del estado civil se manifiesta dichas diferencias.

El ingreso medio (promedio) total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por la condición del estado civil. Se observa muy claro que el ingreso medio total por hogar aumenta o disminuye según la modalidad del estado civil. El ingreso medio total por hogar más bajo (\$17,043.58) está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron en su estado civil estar separado. Luego fue aumentando, diferenciándose entre nunca casado con \$18,831.15 dólares y viudos con \$21,352.53 dólares. El ingreso medio total más alto entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo entre los casados (\$26,045.12) y los divorciados (\$26,129.03). Algo muy peculiar es que el ingreso medio total por hogar es homogéneo

entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron estar casados o divorciados.

Ingreso Total de la familia en el 1999

Scheffe

Estado Marital	N	Subconjunto de alfa = .05			
		2	3	4	1
Separado	4137	16101.07			
Nunca Casado	18161	16598.97			
Viudo	12449		21141.05		
Divorciado	15258			23132.31	
Casado	3941				25078.24
Sig.		.858	1.000	1.000	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el ingreso total por familia por el estado civil de los jefes varones de familias monoparentales fue de 200.68 con un P valor de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el ingreso medio (promedio) total por familia entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según el estado civil. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad del estado civil se manifiesta dichas diferencias.

El ingreso medio total por familia de los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por la condición del estado civil. Se observa muy claro que el ingreso medio total por familia aumenta o disminuye según la modalidad del estado civil. El ingreso medio total por familia más bajo estuvo localizado entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron estar separado (\$16,101.07) y los que informaron nunca casados (\$16,598.97). Algo muy peculiar es que el ingreso medio total por familia de ambas categorías (separados y nunca casados) son similares, lo que indica que son ingresos homogéneo. Luego fue aumentando, diferenciándose entre viudos con \$21,141.05 dólares; divorciados con \$23,132.05 dólares y casados con \$25,078.24 dólares. Observemos que el ingreso medio total por hogar para los jefes varones de familias monoparentales casados y divorciados fueron similares u homogéneos. Mientras que el ingreso medio total por familia para los jefes varones de familias casados y divorciados difieren.

Edad
Scheffe

Estado Marital	N	Subconjunto de alfa = .05				
		2	3	4	5	1
Nunca Casado	18183	38.78				
Separado	4137		47.83			
Divorciado	15258			49.93		
Casado	3941				53.67	
Viudo	12449					71.31
Sig.		1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre la edad media por el estado civil de los jefes varones de familias monoparentales fue de 9580.907 con un P valor de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que la edad media entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según el estado civil. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad del estado civil se manifiesta dichas diferencias.

La edad media de los jefes varones de familias estuvo determinada por la condición del estado civil. Se observa muy claro que la edad media aumenta o disminuye según la modalidad del estado civil. La edad media más bajo (38.78 años) está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron en su estado civil estar nunca casados. Luego fue aumentando, diferenciándose entre separados con 47.83 años; divorciado con 49.93 años; casados con 53.67 años y viudo con 71.31 años. Hubo diferencia de edad media entre cada una de las modalidades del estado civil de los jefes varones de familias monoparentales. Como datos curiosos la edad media de los viudos es dos veces mayor que las de los nunca casados.

Número de personas viviendo en una familia
Scheffe

Estado Marital	N	Subconjunto de alfa = .05		
		2	3	1
Nunca Casado	18183	2.80		
Divorciado	15258	2.84	2.84	
Separado	4137		2.87	
Viudo	12449		2.90	
Casado	3941			3.40
Sig.		.317	.068	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre número de personas medio (promedio) viviendo en una familia por el estado civil de los jefes varones de familias fue de 198.24 con un P valor de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el número de personas medio (promedio) viviendo en una familia entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según el estado civil. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad del estado civil se manifiesta dichas diferencias.

El número de personas medio (promedio) viviendo en una familia monoparental dirigido por un jefe varón estuvo determinado por la condición del estado civil. Observamos tres (3) reagrupaciones donde el número de personas que vivieron en dichas familias aumentaron o disminuyeron según la modalidad del estado civil. El primer grupo con el número de personas más bajo fue entre nunca casados con 2.80 personas y divorciados con 2.84 personas, considerándose en similares en ambas categorías. Luego fue aumentando, diferenciándose entre divorciados con 2.84 personas; separado con 2.87 y viudo con 2.90 personas. A pesar del aumento de personas entre dichas categorías son consideradas homogéneas, es decir, existe similitud por lo que no difieren. Por último los jefes varones de familias monoparentales que indicaron estar casados tienen el número promedio de personas más elevado (3.40), diferenciándose de las demás modalidades.

Número de hijos(as) menores de 18 años en el hogar
Scheffe

Estado Marital	N	Subconjunto de alfa = .05			
		2	3	4	1
Viudo(a)	1314	1.58			
Separado(a)	1780		1.71		
Divorciado(a)	6418			1.81	
Nunca Casado(a)	6898			1.86	
Casado(a)	1370				2.06
Sig.		1.000	1.000	.720	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el número medio (promedio) de hijos menores de 18 años por el estado civil de los jefes varones de familias monoparentales fue de 46.21 con un P valor de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el número de personas medio (promedio) viviendo en una familia entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según el estado civil. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad del estado civil se manifiesta dichas diferencias.

El número medio (promedio) de hijos menores de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por la condición del estado civil. Se observa muy claro que el número medio (promedio) de hijos menores de 18 años aumenta o disminuye según la modalidad del estado civil. El número medio (promedio) de hijos menores de 18 años más bajo estuvo localizado entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron estar viudos con 1.58 hijos. Luego fue aumentando, diferenciándose entre separados con 1.71 hijos; divorciados con 1.81 hijos y nunca casados con 1.86 hijos. Notemos que el número medio (promedio) de hijos menores de 18 años entre los divorciados y nunca casados no difieren entre si, por lo que se comportan de forma similar u homogéneo. Por último, los jefes varones de familia que indicaron estar casados tienen el número medio (promedio) de hijos menores de 18 años más elevado con 2.06 hijos, diferenciándose de las demás modalidades.

Educación por diversas variables dependientes

La intención es establecer si las medias (promedios) de ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años difieren o no entre las categorías de la variable educación. Según la prueba F obtenida, para cada una de las variables dependientes, todas tuvieron un valor de probabilidad o un P_{valor} de 0.00001. Con un P_{valor} de 0.00001 menor al nivel de significancia (0.05) podemos rechazar, que el ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años de los jefes varones por familia sean iguales entre cada uno de las categorías de la variable educación, por

lo que se sugiere que hay diferencia significativa.

ANOVA

Educación

Variables dependientes		DF	Media Cuadrada	F	Sig.
Ingreso Total del Hogar	Entre los grupos	3	1039149439507.129	1558.200	.00001
	Dentro de los grupos	53942	666890839.593		
	Total	53945			
Ingreso Total familiar	Entre los grupos	3	848400271445.192	1334.468	.00001
	Dentro de los grupos	53942	635759309.854		
	Total	53945			
Edad	Entre los grupos	3	916292.483	3024.380	.00001
	Dentro de los grupos	53964	302.969		
	Total	53967			
Personas por familia	Entre los grupos	3	159.135	104.713	.00001
	Dentro de los grupos	53964	1.520		
	Total	53967			
Menores de 18 años	Entre los grupos	3	58.753	56.588	.00001
	Dentro de los grupos	17776	1.038		
	Total	17779			

Con estos resultados podemos decir que el ingreso total por hogar medio entre los jefes varones de familias monoparentales difiere de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable educación. De igual forma las demás variables dependientes (ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos (as) menor de 18 años) difiere de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable educación. Al encontrar diferencias significativas entre las variables dependientes (ingreso total por, hogar ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos (as) menor de 18 años) entre los jefes varones de familias monoparentales en por lo menos una categoría de la variable educación, no es posible establecer en cuál de las categorías difiere y en cuál no difiere, solo que hay diferencia. Para contestar dicha interrogantes se realizó un análisis Post Hoc con la prueba de Scheffer donde se calculó una matriz para cada variable dependiente por la variable educación para poder agrupar homogéneamente las medias (ver trabajo original de la tesis).

Ingreso Total del Hogar en el 1999
Scheffe

Educación	N	Subconjunto de alfa = .05			
		2	3	4	1
Ningún año	3058	12256.51			
Menos de 12 años	23777		15938.53		
12 años completado	11041			21088.72	
Más de 12 años	16070				33002.41
Sig.		1.000	1.000	1.000	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el ingreso total por hogar por la educación de los jefes varones de familias monoparentales fue de 1558.20 con un P valor de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el ingreso medio (promedio) total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según la educación. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad de la educación se manifiesta dichas diferencias.

El ingreso medio (promedio) total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por la condición de la educación. Se observa muy claro que el ingreso medio total por hogar aumenta, conforme aumenta la educación o viceversa. El ingreso medio total por hogar más bajo (\$12,256.51) está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron en educación que nunca han estudiado. Luego fue aumentando, diferenciándose entre menos de 12 años de educación con \$15,938.53 dólares; entre escuela superior completado (12 años) con \$21,088.72 dólares y entre más de 12 años de educación con \$33,002.41 dólares. Muy claro quedo la diferencia de ingreso medio por hogar por educación: a mayor educación mayor ingreso por hogar o a menor educación menor ingreso por hogar. Además, el ingreso medio por hogar para los jefes varones de familias monoparentales que tenían más de 12 años de educación (\$33,002.41 dólares) era dos veces mayor que los que tenían menos de doce años de educación (\$15,938.53).

Ingreso Total de la familia en el 1999

Scheffe

Educación	N	Subconjunto de alfa = .05			
		2	3	4	1
Ningún año	3058	11940.19			
Menos de 12 años	23777		14670.64		
12 años completado	11041			19264.18	
Más de 12 años	16070				30180.61
Sig.		1.000	1.000	1.000	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el ingreso total por familia por la educación de los jefes varones de familias monoparentales fue de 1,334.47 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el ingreso medio (promedio) total por familia entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según la educación. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad de educación se manifiesta dichas diferencias.

El ingreso medio (promedio) total por familia entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por la condición de la educación. Se observa muy claro que el ingreso medio total por familia aumenta, conforme aumenta la educación o viceversa. El ingreso medio total por familia más bajo (\$11,940.19) está entre los jefes varones de familia monoparentales que indicaron en educación que nunca han estudiado. Luego fue aumentando, diferenciándose entre menos de 12 años de educación con \$14,670.64 dólares; entre escuela superior completado (12 años) con \$19,264.18 dólares y entre más de 12 años de educación con \$30,180.61 dólares. Muy claro quedó la diferencia de ingreso medio por familia por educación: a mayor educación mayor ingreso o a menor educación menor ingreso. Además, el ingreso medio por familia para los jefes varones de familias monoparentales que tenían más de 12 años de educación (\$30,180.61 dólares) era dos veces mayor que los que tenían menos de doce años de educación (\$14,670.64).

Edad
Scheffe

Educación	N	Subconjunto de alfa = .05			
		2	3	4	1
Más de 12 año	16092	43.47			
12 años completado	11041		46.32		
Menos de 12 años	23777			56.62	
Ningún año	3058				67.64
Sig.		1.000	1.000	1.000	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre la edad media por la educación de los jefes varones de familias monoparentales fue de 3024.38 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que la edad media entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según la educación. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad de la educación se manifiesta dichas diferencias.

La edad media de los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinada por la condición de la educación. Se observa muy claro que la edad media aumenta mientras disminuye la educación o viceversa. La edad media más alta está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron no tener educación con 67.64 año. Luego fue disminuyendo, diferenciándose entre menos de 12 años de educación con 56.62 años; entre escuela superior completado (12 años) con 46.32 años y entre más de 12 años de educación con 43.47 años. Muy claro quedo la diferencia de edad medio por jefes varones de familias monoparentales vs. educación: a mayor educación menor edad o a menor educación mayor edad. Además, la edad media de los jefes varones de familias monoparentales (43.47 años) que tenían más de 12 años de educación se distancian casi por un cuarto de siglo entre los que no tienen educación (67.64 años).

Número de personas viviendo en una familia

Scheffe

Educación	N	Subconjunto de alfa = .05		
		2	3	1
Más de 12 años	16092	2.75		
12 año completado	11041		2.89	
Menos de 12 años	23777			2.96
Ningún año	3058			3.01
Sig.		1.000	1.000	.071

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el número de personas medio (promedio) en la vivienda por la educación de los jefes varones de familias monoparentales fue de 104.71 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el número de personas medio (promedio) por vivienda entre los varones jefes de familias monoparentales difiere significativamente según la educación. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad de la educación se manifiesta dichas diferencias.

El número de personas medio (promedio) en la vivienda de los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por la educación. Se observa muy claro que el número de personas medio (promedio) por vivienda disminuye mientras aumenta la educación o viceversa. El número de personas medio (promedio) por vivienda más bajo está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron tener más de 12 años de educación con 2.75 personas. Luego fue aumentando, diferenciándose entre 12 años (escuela superior completada) con 2.89, entre menos de 12 años de educación con 2.96 personas y entre ninguna educación con 3.01 personas. Algo muy peculiar es que el número de personas medio (promedio) por vivienda para menos de 12 años de educación y ningún estudio son similares, lo que indica que son homogéneos.

Número de hijos(as) menores de 18 años en el hogar

Scheffe

Educación	N	Subconjunto de alfa = .05		
		2	3	1
Más de 12 años	6241	1.69		
12 años completados	4413		1.85	
Menos de 12 años	6889		1.91	
Ningún año	237			2.06
Sig.		1.000	.722	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el número de hijos menores promedios de 18 años por la educación de los jefes varones de familias monoparentales fue de 56.59 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el número de hijos menores promedios de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según la educación. Lo que no es posible determinar es entre que modalidad de la educación se manifiesta dichas diferencias.

El número de hijos menores promedios de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por la educación. Se observa muy claro que el número de hijos menores promedios de 18 años disminuye mientras aumenta la educación o viceversa. El número de hijos menores promedios de 18 años más bajo está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron tener más de 12 años de educación con 1.69 hijos. Luego fue aumentando, diferenciándose entre 12 años (escuela superior completada) con 1.85 hijos y entre menos de 12 años de educación con 1.91 hijos. Algo muy peculiar es que el número de hijos menores promedios de 18 años para 12 años completados de educación y menos de 12 años completados similares, lo que indica que son homogéneo. Finalizando, el número de hijos menores promedios de 18 años más alto estuvo con los varones jefes de familias monoparentales que no tenían educación con 2.06 hijos.

Lugar de nacimiento por diversas variables dependientes

La intención es establecer si las medias (promedios) de ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años difieren o no entre las categorías de la variable lugar de nacimiento. Según la prueba F obtenida para cada una de las variables dependientes, todas tuvieron un valor de probabilidad o un P_{valor} de 0.00001. Con un P_{valor} de 0.00001 menor al nivel de significancia (0.05) podemos rechazar, que el ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales sean iguales entre cada uno de las categorías de la variable lugar de nacimiento, por lo que sugerimos que hay diferencias significativas.

ANOVA

Lugar de nacimiento

Variables dependientes		DF	Media Cuadrada	F	Sig.
Ingreso Total del Hogar	Entre los grupos	3	196053922709.799	283.968	.00001
	Dentro de los grupos	53150	690407647.680		
	Total	53153			
Ingreso Total familiar	Entre los grupos	3	141059992754.281	217.039	.00001
	Dentro de los grupos	53150	649928545.518		
	Total	53153			
Edad	Entre los grupos	3	292701.667	861.717	.00001
	Dentro de los grupos	53172	339.673		
	Total	53175			
Personas por familia	Entre los grupos	3	54.801	35.861	.00001
	Dentro de los grupos	53172	1.528		
	Total	53175			
Menores de 18 años	Entre los grupos	3	50.956	48.734	.00001
	Dentro de los grupos	17507	1.046		
	Total	17510			

Con estos resultados podemos decir que el ingreso total por hogar medio entre los jefes varones de familias monoparentales difiere de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable lugar de nacimiento. De igual forma las demás variables dependientes (ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos (as) menor de 18 años) difiere de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable lugar de nacimiento.

Al encontrar diferencias significativas entre las variables dependientes (ingreso total por, hogar ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos (as) menor de 18 años) entre los jefes varones de familias monoparentales en por lo menos una categoría de la variable lugar de nacimiento, no es posible establecer en cuál de las

categoría difiere y en cuál no difiere, solo que hay diferencia. Para contestar dicha interrogantes se realizó un análisis Post Hoc con la prueba de Scheffer donde se calculó una matriz para cada variable dependiente por la variable lugar de nacimiento para poder agrupar homogéneamente las medias (ver trabajo original de la tesis).

Ingreso Total del Hogar en el 1999
Scheffe

Lugar de nacimiento	N	Subconjunto de alfa = .05			
		2	3	4	1
Puerto Rico	48476	20542.32			
República Dominicana	1602		24486.62		
Estados Unidos	2617			32498.20	
Cuba	459				43043.12
Sig.		1.000	1.000	1.000	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el ingreso total por hogar por el lugar de nacimiento de los jefes varones de familias monoparentales fue de 283.97 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el ingreso medio (promedio) total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según el lugar de nacimiento. Lo que no es posible determinar es entre qué lugar de nacimiento se manifiesta dichas diferencias.

El ingreso medio (promedio) total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por el lugar de nacimiento. Se observa muy claro que el ingreso medio total por hogar aumenta o disminuye dependiendo del lugar de nacimiento del jefe varón de familias monoparentales. El ingreso medio total por hogar más bajo (\$20,542.32) está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en Puerto Rico. Luego fue aumentando, diferenciándose entre los que nacieron en la República Dominicana con \$24,486.62 dólares; entre los que nacieron en los Estados Unidos con \$32,498.20 dólares y entre los que nacieron en Cuba con \$43,043.12 dólares. Muy claro quedó la diferencia de ingreso medio por hogar por lugar de nacimiento: el ingreso medio por hogar para los jefes varones de familias monoparentales que nacieron en Cuba (\$43,043.12 dólares) era dos veces

mayor que los que nacieron en Puerto Rico (\$20,542.32).

Ingreso Total de la familia en el 1999
Scheffe

Lugar de nacimiento	N	Subconjunto de alfa = .05		
		2	3	1
Puerto Rico	48476	18949.14		
República Dominicana	1602	20490.29		
Estados Unidos	2617		28397.75	
Cuba	459			40418.28
Sig.		.516	1.000	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el ingreso total por familia por el lugar de nacimiento de los jefes varones de familias monoparentales fue de 217.04 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el ingreso medio (promedio) total por familia entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según el lugar de nacimiento. Lo que no es posible determinar es entre qué lugar de nacimiento se manifiesta dichas diferencias.

El ingreso medio (promedio) total por familia entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por el lugar de nacimiento. Se observa muy claro que el ingreso medio total por familia aumenta o disminuye dependiendo del lugar de nacimiento del jefe varón de familias monoparentales. El ingreso medio total por familia más bajo (\$18,949.14) está entre los jefes varones de familia monoparentales que indicaron haber nacido en Puerto Rico y los que los que nacieron en la República Dominicana con \$20,490.29 dólares. Según la prueba de Scheffer el ingreso medio total por familia es homogéneo para los jefes varones de familias monoparentales que nacieron en Puerto Rico como para en la República Dominicana. Luego sigue aumentando el ingreso medio total por familia: entre los que nacieron en Estados Unidos con \$28,397.75 dólares y entre los que nacieron en Cuba con \$40,418.28 dólares. Muy claro quedo la diferencia de ingreso medio por familia por lugar de nacimiento: el ingreso medio por familia para los jefes varones de familias

monoparentales que nacieron en Cuba (\$40,418.28 dólares) era dos veces mayor que los que nacieron en Puerto Rico y/o República Dominicana.

Edad
Scheffe

Lugar de nacimiento	N	Subconjunto de alfa = .05			
		2	3	4	1
Estados Unidos	2617	35.85			
República Dominicana	1602		40.54		
Puerto Rico	48498			52.36	
Cuba	459				56.81
Sig.		1.000	1.000	1.000	1.000

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre la edad media por el lugar de nacimiento de los jefes varones de familias monoparentales fue de 861.717 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que la edad media entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según el lugar de nacimiento. Lo que no es posible determinar es entre qué lugar de nacimiento se manifiesta dichas diferencias.

La edad media de los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinada por el lugar de nacimiento. Se observa muy claro que la edad media aumenta o disminuye conforme el lugar de nacimiento. La edad media más alta está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en Cuba con 56.81 años. Luego fue disminuyendo la edad, diferenciándose entre los que nacieron en Puerto Rico con 52.36 años; entre los que nacieron en la República Dominicana con 40.54 años y entre los que nacieron en los Estados Unidos con 35.85 años. Muy claro quedo la diferencia de edad medio por jefes varones de familias monoparentales vs. Lugar de nacimiento: la edad media está determinado por el lugar de nacimiento. Además, la edad media de los jefes varones de familias monoparentales (56.81 años) que indicaron haber nacido en Cuba se distancian casi por dos décadas entre los indicaron haber nacido en los Estados Unidos (35.85 años).

Número de personas viviendo en una familia
Scheffe

Lugar de nacimiento	N	Subconjunto de alfa = .05		
		2	3	1
Cuba	459	2.39		
República Dominicana	1602		2.75	
Estados Unidos	2617		2.80	2.80
Puerto Rico	48498			2.90
Sig.		1.000	.846	.263

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el número de personas medio (promedio) en la vivienda por el lugar de nacimiento de los jefes varones de familias monoparentales fue de 35.861 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el número de personas medio (promedio) por vivienda entre los varones jefes de familias monoparentales difiere significativamente según el lugar de nacimiento. Lo que no es posible determinar es entre qué lugar de nacimiento se manifiesta dichas diferencias.

El número de personas medio (promedio) en la vivienda de los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por el lugar de nacimiento. Se observa muy claro que el número de personas medio (promedio) por vivienda disminuye o aumenta según el lugar de nacimiento. El número de personas medio (promedio) por vivienda más bajo está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en Cuba con 2.39 personas. El número de personas medio (promedio) por vivienda más alto está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en Puerto Rico con 2.90 personas. Es importante señalar que jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en la República Dominicana con 2.75 personas y Estados Unidos con 2.80 personas, tienden ser homogéneas, es decir, no hay diferencias por personas en vivienda. Algo similar ocurrió entre jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en los Estados Unidos con 2.80 personas y Puerto Rico con 2.90 personas.

Número de hijos(as) menores de 18 años en el hogar
Scheffe

Lugar de nacimiento	N	Subconjunto de alfa = .05	
		2	1
Cuba	162	1.52	
Estados Unidos	1408	1.54	
República Dominicana	619		1.73
Puerto Rico	15322		1.86
Sig.		.995	.302

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el número de hijos menores promedios de 18 años por el lugar de nacimiento de los jefes varones de familias monoparentales fue de 48.73 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el número de hijos menores promedios de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según el lugar de nacimiento. Lo que no es posible determinar es entre qué lugar de nacimiento se manifiesta dichas diferencias.

El número de hijos menores promedios de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por el lugar de nacimiento. Se observa muy claro que el número de hijos menores promedios de 18 años disminuye o aumenta según el lugar de nacimiento. El número de hijos menores promedios de 18 años más bajo está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en Cuba con 1.52 hijos. El número de hijos menores promedios de 18 años más alto está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en Puerto Rico con 1.86 hijos. Es importante señalar el número de hijos menores promedios de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en Cuba con 1.52 hijos y Estados Unidos con 1.54 hijos, tienden ser homogéneas, es decir, no hay diferencias por hijos menores de 18 años. Algo similar ocurrió entre jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en la República Dominicana con 1.73 hijos y Puerto Rico con 1.86 hijos.

Ocupación por diversas variables dependientes

La intención es establecer si las medias (promedios) de ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años difieren o no entre las categorías de la variable ocupación. Según la prueba F obtenida para cada una de las variables dependientes, las medias (promedios) de ingreso total por hogar, ingreso total por familia y edad tuvieron un valor de probabilidad o un P_{valor} de 0.00001. Con un P_{valor} de 0.00001 menor al nivel de significancia (0.05) podemos rechazar, que el ingreso total por hogar, ingreso total por familia y la edad media de los jefes varones de familias monoparentales sean iguales entre cada uno de las categorías de la variable ocupación, por lo que se sugiere que hay diferencia significativa. Por otro lado, la variable personas por vivienda (P_{valor} de 0.885) y menores de 18 años (P_{valor} de 0.557) no difieren significativamente por la ocupación de los jefes varones de familia monoparentales. Estas dos variables dependientes al no tener diferencias significativas con la variable independiente ocupación no es necesario hacer un análisis Post Hoc con la prueba de Scheffer.

ANOVA

Ocupación

Variables dependientes		DF	Media Cuadrada	F	Sig.
Ingreso Total del Hogar	Entre los grupos	4	446591605861.615	727.618	.00001
	Dentro de los grupos	32528	613771976.148		
	Total	32532			
Ingreso Total familiar	Entre los grupos	4	383311784028.330	673.271	.00001
	Dentro de los grupos	32528	569327737.891		
	Total	32532			
Edad	Entre los grupos	4	8174.164	42.243	.00001
	Dentro de los grupos	32550	193.504		
	Total	32554			
Personas por familia	Entre los grupos	4	98.048	64.493	.850
	Dentro de los grupos	32550	1.520		
	Total	32554			
Menores de 18 años	Entre los grupos	4	22.177	21.287	.557
	Dentro de los grupos	14577	1.042		
	Total	14581			

Con estos resultados podemos decir que el ingreso total por hogar medio entre los jefes varones de familias monoparentales difiere de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable ocupación. De igual forma las variables dependientes ingreso total por familia y edad difiere de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable ocupación.

Al encontrar diferencias significativas entre las variables dependientes (ingreso total por, hogar ingreso total por familia y edad entre los jefes varones de familias monoparentales en por lo menos una categoría de la variable ocupación, no es posible establecer en cuál de las categoría difiere y en cuál no difiere, solo que hay diferencia. Para contestar dicha interrogantes se realizó un análisis Post Hoc con la prueba de Scheffer donde se calculó una matriz para cada variable dependiente por la variable ocupación para poder agrupar homogéneamente las medias (ver trabajo original de la tesis).

Ingreso Total del Hogar en el 1999
Scheffe

Ocupación	N	Subconjunto de alfa = .05	
		2	1
Agrícola	920	11797.12	
Cuello Azul	14058	20203.67	
Servicios	5914	22086.84	
Cuello Blanco	11625		35444.91
Militar	16		39000.00
Sig.		.150	.938

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el ingreso total por hogar por ocupación de los jefes varones de familias monoparentales fue de 727.62 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el ingreso medio (promedio) total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según la ocupación. Lo que no es posible determinar es entre que tipo de ocupación se manifiesta dichas diferencias.

El ingreso medio (promedio) total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por la ocupación. Se observa muy claro que el ingreso medio total por hogar aumenta o disminuye dependiendo de la ocupación del jefe varón de familias monoparentales. El ingreso medio total por hogar más bajo (\$11,797.12) está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron estar en la ocupación de agricultura. Luego fue aumentando, diferenciándose entre los de ocupación de cuello azul con \$20,203.67 dólares; entre la ocupación por servicio

con \$22,086.84 dólares, entre la ocupación de cuello blanco con \$35,444.91 dólares y entre la ocupación de militares con \$39,000.00 dólares. Muy claro quedo la diferencia de ingreso medio por hogar por ocupación: el ingreso medio por hogar para los jefes varones de familias monoparentales con ocupación militar (\$39,000.00 dólares) era tres veces mayor que los que tenían la ocupación de agricultor (\$11,797.12). En adición, los ingresos medio por hogar por concepto de la ocupación de cuello blanco y militares no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares. Mientras que los ingresos medio por hogar por concepto de la ocupación de agrícola, cuello azul y servicios no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares.

Ingreso Total de la familia en el 1999
Scheffe

Ocupación	N	Subconjunto de alfa = .05	
		2	1
Agrícola	920	11270.93	
Cuello Azul	14058	18115.83	
Servicios	5914	19775.71	
Cuello Blanco	11625		32315.68
Militar	16		39000.00
Sig.		.290	.546

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran.

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre el ingreso total por familia por ocupación de los jefes varones de familias monoparentales fue de 673.27 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que el ingreso medio (promedio) total por familia entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según la ocupación. Lo que no es posible determinar es entre qué tipo de ocupación se manifiesta dichas diferencias.

El ingreso medio (promedio) total por familia entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinado por la ocupación. Se observa muy claro que el ingreso medio total por familia aumenta o disminuye dependiendo de la ocupación del jefe varón de familias monoparentales. El ingreso medio total por familia más bajo (\$11,270.93) está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron estar en la ocupación de agricultura. Luego fue aumentando, diferenciándose entre los

de ocupación de cuello azul con \$18,115.83 dólares; entre la ocupación por servicio con \$19,775.71 dólares, entre la ocupación de cuello blanco con \$32,315.68 dólares y entre la ocupación de militares con \$39,000.00 dólares. Muy claro quedo la diferencia de ingreso medio por familia por ocupación: el ingreso medio por familia para los jefes varones de familias monoparentales con ocupación militar (\$39,000.00 dólares) era tres veces mayor que los que tenían la ocupación de agricultor (\$11,270.93). En adición, los ingresos medio por familia por concepto de la ocupación de cuello blanco y militares no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares. Mientras que los ingresos medio por familia por concepto de la ocupación de agrícola, cuello azul y servicios no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares.

Edad
Scheffe

Ocupación	N	Subconjunto de alfa = .05	
		2	1
Militar	16	37.00	
Cuello Azul	14058	41.78	41.78
Agrícola	920	42.78	42.78
Servicios	5914	43.21	43.21
Cuello Blanco	11647		44.00
Sig.		.099	.911

Las medias para grupos en subconjuntos homogéneos se muestran..

La prueba F, mediante un análisis de ANOVA, entre la edad media por ocupación de los jefes varones de familias monoparentales fue de 42.24 con un P_{valor} de .00001 donde podemos confirmar que existe diferencia entre ambas variables. Con un P_{valor} de 0.00001 y menor al nivel de significancia de 0.05 podemos decir que la edad media entre los jefes varones de familias monoparentales difiere significativamente según la ocupación. Lo que no es posible determinar es entre qué tipo de ocupación se manifiesta dichas diferencias.

La edad media entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo determinada por la ocupación. Se observa muy claro que la edad media aumenta o disminuye dependiendo de la ocupación del jefe varón de familias monoparentales. La edad media más bajo (37 años) está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron estar en la ocupación de militar. Luego fue aumentando,

diferenciándose entre los de ocupación de cuello azul con 41.78 años; entre la ocupación por agricultura con 42.78 años, entre la ocupación de servicio con 43.21 años y entre la ocupación de cuello blanco con 44 años. Muy claro quedo la diferencia de edad media por ocupación: la edad media para los jefes varones de familias monoparentales con ocupación militar (37 años) es el más bajo y el que tenían la ocupación de cuello blanco (44 años) es el más alto. En adición, las edades medias por concepto de la ocupación de militar, cuello azul, agrícola y servicio no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares. Mientras que las edades medias por concepto de la ocupación cuello azul, agrícola, servicio y cuello blanco no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares.

Fuerza laboral por diversas variables dependientes

La variable independiente empleo al ser dicotómica no es necesario hacer un análisis Post Hoc con la prueba de Scheffer y podemos ir directamente al análisis de las medias una vez confirmemos que con el P_{valor} las diferencias sean significativas. La intención es establecer si las medias (promedios) de ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años difieren o no entre la variable empleo. La variable empleo se reagrupo en dentro de la fuerza laboral y fuera de la fuerza laboral. Según la prueba F obtenida para cada una de las variables dependientes, todas tuvieron un valor de probabilidad o un P_{valor} de 0.00001 (ver trabajo original de la tesis).

Promedio, Media y Desviación Estándar

Estado de Empleo		Ingreso Total del Hogar	Ingreso Total familiar	Edad	Personas por familia	Menores de 18 años
Dentro de la fuerza laboral	N	20401	20401	20423	20423	9564
	Media	29247.94	26505.74	42.05	2.85	1.76
	Desviación Std.	28550.345	27530.866	12.589	1.116	.922
	Mediana	21470.00	19000.00	41.00	2.00	2.00
Fuera de la fuerza laboral	N	33523	33523	33523	33523	8216
	Media	17371.99	16159.05	56.83	2.91	1.90
	Desviación Std.	24833.479	24437.113	19.739	1.304	1.127
	Mediana	11600.00	10790.00	58.00	2.00	2.00
Total	N	53924	53924	53946	53946	17780
	Media	21865.00	20073.50	51.23	2.89	1.82
	Desviación Std.	26924.495	26137.425	18.802	1.237	1.024
	Mediana	15000.00	13500.00	50.00	2.00	2.00

Con un P_{valor} de 0.00001 menor al nivel de significancia (0.05) podemos rechazar, que el ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales sean iguales entre cada uno de las categorías de la variable empleo, por lo que sugerimos que hay diferencias significativas, veamos:

1. El ingreso promedio total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron estar dentro de la fuerza laboral. Dentro de la fuerza laboral el ingreso promedio fue de \$29,247.94 dólares mientras fuera de la fuerza laboral fue de \$17,371.99 dólares.
2. El ingreso promedio total por familia entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron estar dentro de la fuerza laboral. Dentro de la fuerza laboral el ingreso promedio fue de \$26,505.74 dólares mientras fuera de la fuerza laboral fue de \$16,159.05 dólares.
3. La edad promedio entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar dentro de la fuerza laboral. Dentro de la fuerza laboral la edad promedio fue de 42.05 años mientras fuera de la fuerza laboral fue de 56.83 años.
4. El número de personas medio (promedio) en la vivienda entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar dentro de la fuerza laboral. Dentro de la fuerza laboral el número de personas medio (promedio) en la vivienda fue de 2.85 personas mientras fuera de la fuerza fue de 2.91 personas.
5. El número promedio de menores de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar dentro de la fuerza laboral. Dentro de la fuerza laboral el número promedio de menores de 18 años fue de 1.76 hijos mientras fuera de la fuerza laboral fue de 1.90 hijos.

Nivel de pobreza por diversas variables dependientes

La variable independiente nivel de pobreza al ser dicotómica no es necesario hacer un análisis Post Hoc con la prueba de Scheffer y podemos ir directamente al análisis de las medias una vez confirmemos que con el P_{valor} las diferencias sean significativas. La intención es establecer si las medias (promedios) de ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años difieren o no entre la variable nivel de pobreza. La variable nivel de pobreza se reagrupó en bajo el nivel de pobreza y sobre el nivel de pobreza. Según la prueba F obtenida para cada una de las variables dependientes, todas tuvieron un valor de probabilidad o un P_{valor} de 0.00001 (ver trabajo original de la tesis).

Promedio, Media y Desviación Estándar

Niveles de Pobreza		Ingreso Total del Hogar	Ingreso Total familiar	Edad	Personas por familia	Menores de 18 años
Bajo el nivel de pobreza	N	25868	25868	25890	25890	10487
	Media	7779.67	6249.51	49.83	3.01	2.02
	Desviación Std.	6682.797	4514.745	19.190	1.356	1.155
	Mediana	6600.00	5920.00	48.00	3.00	2.00
Sobre el nivel de pobreza	N	28078	28078	28078	28078	7293
	Media	34845.63	32814.76	52.50	2.77	1.54
	Desviación Std.	31620.236	30901.303	18.364	1.102	.713
	Mediana	26600.00	24690.00	51.00	2.00	1.00
Total	N	53946	53946	53968	53968	17780
	Media	21867.05	20076.28	51.22	2.89	1.82
	Desviación Std.	26919.196	26132.458	18.812	1.236	1.024
	Mediana	15000.00	13500.00	50.00	2.00	2.00

Con un P_{valor} de 0.00001 menor al nivel de significancia (0.05) podemos rechazar, que el ingreso total por hogar, ingreso total por familia, edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales sean iguales entre cada uno de las categorías de la variable nivel de pobreza, por lo que sugerimos que hay diferencias significativas, veamos:

1. El ingreso promedio total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar bajo el nivel de pobreza. Bajo el nivel de pobreza el ingreso promedio total por hogar fue de \$7,779.67 dólares y sobre el nivel de pobreza fue de \$34,845.63 dólares. Los varones jefes de familias monoparentales que están sobre el nivel de pobreza tiene un

ingreso promedio total por hogar 4.5 veces mayor que el que indicó estar bajo el nivel de pobreza.

2. El ingreso promedio total por familia entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar bajo el nivel de pobreza. Bajo el nivel de pobreza el ingreso promedio total por familia fue de \$6,249.51 dólares y sobre el nivel de pobreza fue de \$32,814.76 dólares. Los varones jefes de familias monoparentales que están sobre el nivel de pobreza tiene un ingreso promedio total por familia 5 veces mayor que el que indicó estar bajo el nivel de pobreza.
3. La edad promedio entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar bajo el nivel de pobreza. Bajo el nivel de pobreza la edad promedio fue de 49.83 años y sobre el nivel de pobreza fue de 52.50 años.
4. El número de personas medio (promedio) en la vivienda entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron estar bajo el nivel de pobreza. Bajo el nivel de pobreza el número de personas medio (promedio) en la vivienda fue de 3.01 personas y sobre el nivel de pobreza fue de 2.77 personas.
5. El número promedio de menores de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron estar bajo el nivel de pobreza. Bajo el nivel de pobreza, el número promedio de menores de 18 años fue de 2.02 hijos y sobre el nivel de pobreza fue de 1.54 hijos.

Ingreso de asistencia pública por diversas variables dependientes

La variable independiente ingreso por asistencia pública al ser dicotómica no es necesario hacer un análisis Post Hoc con la prueba de Scheffer y podemos ir directamente al análisis de las medias (promedios) una vez confirmemos que con el P_{valor} las diferencias sean significativas. La intención es establecer si las medias (promedios) de edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años difieren o no entre la variable ingreso por asistencia pública. La variable ingreso por asistencia pública se reagrupó en recibe y no recibe. Según la prueba F obtenida para cada una

de las variables dependientes, todas tuvieron un valor de probabilidad o un P_{valor} de 0.00001 (ver trabajo original de la tesis).

Promedio, Media y Desviación Estándar

Ingreso de Asistencia Pública		Edad	Personas por familia	Menores de 18 años
Recibe	N	7887	7887	2503
	Media	55.21	3.03	2.23
	Desviación Std.	18.543	1.426	1.402
	Mediana	54.00	2.00	2.00
No recibe	N	46059	46059	15271
	Media	50.53	2.86	1.76
	Desviación Std.	18.777	1.197	.930
	Mediana	49.00	2.00	2.00
Total	N	53946	53946	17774
	Media	51.22	2.89	1.82
	Desviación Std.	18.816	1.234	1.024
	Mediana	50.00	2.00	2.00

Con un P_{valor} de 0.00001 menor al nivel de significancia (0.05) podemos rechazar, que la edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales sean iguales entre cada uno de las categorías de la variable ingreso por asistencia pública, por lo que sugerimos que hay diferencias significativas, veamos:

1. La edad promedio entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron recibir ingreso por asistencia pública. Dentro de los que recibieron ingreso por asistencia pública, la edad promedio fue de 55.21 años, mientras los que no recibieron ingreso por asistencia pública fue de 50.53 años.
2. El número de personas medio (promedio) en la vivienda entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron recibir ingreso por asistencia pública. Dentro de los que recibieron ingreso por asistencia pública, el número de personas medio (promedio) en la vivienda fue de 3.03 personas, mientras los que no recibieron ingreso por asistencia pública fue de 2.86 personas.
3. El número promedio de menores de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron recibir ingreso por asistencia pública. Dentro de los que recibieron ingreso por asistencia pública, el número

promedio de menores de 18 años fue de 2.23 hijos, mientras los que no recibieron ingreso por asistencia pública fue de 1.76 hijos.

Ingreso del seguro social por diversas variables dependientes

La variable independiente ingreso por seguro social al ser dicotómica no es necesario hacer un análisis Post Hoc con la prueba de Scheffer y podemos ir directamente al análisis de las medias (promedios) una vez confirmemos que con el P_{valor} las diferencias sean significativas. La intención es establecer si las medias (promedios) de edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años difieren o no entre la variable ingreso por seguro social. La variable ingreso por seguro social se reagrupó en recibe y no recibe. Según la prueba F obtenida para cada una de las variables dependientes, todas tuvieron un valor de probabilidad o un P_{valor} de 0.00001 (ver trabajo original de la tesis).

Promedio, Media y Desviación Estándar

Ingreso del Seguro Social		Edad	Personas por familia	Menores de 18 años
Recibe	N	16178	16178	1479
	Media	70.73	2.82	1.67
	Desviación Std.	13.414	1.246	.911
	Mediana	72.00	2.00	1.00
No recibe	N	37651	37651	16286
	Media	42.77	2.92	1.84
	Desviación Std.	13.899	1.232	1.033
	Mediana	42.00	3.00	2.00
Total	N	53829	53829	17765
	Media	51.17	2.89	1.82
	Desviación Std.	18.804	1.237	1.024
	Mediana	50.00	2.00	2.00

Con un P_{valor} de 0.00001 menor al nivel de significancia (0.05) podemos rechazar, que la edad, personas por familia e hijos(as) menores de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales sean iguales entre cada uno de las categorías de la variable ingreso por seguro social, por lo que sugerimos que hay diferencias significativas, veamos:

1. La edad promedio entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron recibir ingreso por seguro social. Dentro de los que recibieron ingreso por seguro social, la edad promedio fue de 70.73 años,

mientras los que no recibieron ingreso por seguro social fue de 42.77 años. La diferencia entre ambas categorías de 28 años.

2. El número de personas medio (promedio) en la vivienda entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron recibir ingreso por seguro social. Dentro de los que recibieron ingreso por seguro social, el número de personas medio (promedio) en la vivienda fue de 2.82 personas, mientras los que no recibieron ingreso por seguro social fue de 2.92 personas.
3. El número promedio de menores de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron recibir ingreso por seguro social. Dentro de los que recibieron ingreso por seguro social, el número promedio de menores de 18 años fue de 1.67 hijos, mientras los que no recibieron ingreso por seguro social fue de 1.84 hijos.

Conclusión

A través del último objetivo de este estudio: investigar mediante análisis de asociación las características sociodemográficas y económicas entre los jefes varones de familias monoparentales en Puerto Rico; se pudo dar cuenta de las diferencias entre las medias de varias variables dependientes al contrastarlas con variables independientes. A su vez a través de análisis de “post hoc” se indagó donde exactamente se encontraban estas diferencias. Para las variables dicotómicas, se corrieron análisis de ANOVA, estas a su vez arrojaron resultados muy interesantes.

En el análisis de ANOVA y prueba “post hoc” de la variable estado civil se encontró que las variables dependientes (ingreso total del hogar, ingreso total familiar, edad, cantidad de personas en la familia y cantidad de hijos(as) menores de 18 años en el hogar) difieren de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable estado civil. Se observó claramente que el ingreso medio total por hogar aumenta o disminuye según la modalidad del estado civil. El ingreso medio total por hogar más bajo (\$17,043.58) está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron en su estado civil estar separado. Luego fue aumentando, diferenciándose entre nunca casados con \$18,831.15 dólares y viudos con \$21,352.53 dólares. El ingreso medio total más alto entre los jefes varones de familias monoparentales estuvo

entre los casados (\$26,045.12) y los divorciados (\$26,129.03). Algo muy peculiar es que el ingreso medio total por hogar es homogéneo entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron estar casados o divorciados.

A su vez se observó que el ingreso medio total por familia aumenta o disminuye según la modalidad del estado civil. El ingreso medio total por hogar para los jefes varones de familias monoparentales casados (\$26,045.12) y divorciados (\$26,129.03) fue similar u homogéneo. Mientras que el ingreso medio total por familia para los jefes varones de familias casados (\$23,132.05) y divorciados (\$25,078.24) fue diferente.

Hubo diferencia de la edad media entre cada una de las modalidades del estado civil de los jefes varones de familias monoparentales. Como dato curioso, la edad media de los viudos (71.31 años) es dos veces mayor que las de los nunca casados (38.78 años). Los jefes varones de familias monoparentales que indicaron estar casados tienen el número promedio de personas por hogar más elevado (3.40 personas), diferenciándose de las demás modalidades. Por último, los jefes varones de familia que indicaron estar casados tienen el número medio (promedio) de hijos menores de 18 años más elevado 2.06 hijos en el hogar, diferenciándose de las demás modalidades.

En el análisis de ANOVA y prueba "post hoc" de la variable educación se encontró que las variables dependientes (ingreso total del hogar, ingreso total familiar, edad, cantidad de personas en la familia y cantidad de hijos(as) menores de 18 años en el hogar) difieren de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable educación. Muy claro quedó la diferencia de ingreso medio por hogar por educación: a mayor educación mayor ingreso por hogar o a menor educación menor ingreso por hogar. Además, el ingreso medio por hogar para los jefes varones de familias monoparentales que tenían más de 12 años de educación (\$33,002.41 dólares) era dos veces mayor que los que tenían menos de doce años de educación (\$15,938.53). Similar al ingreso total por hogar, la diferencia del ingreso medio por familia por educación: a mayor educación mayor ingreso o a menor educación menor ingreso. Además, el ingreso medio por familia para los jefes varones de familias monoparentales que tenían más de 12 años de educación (\$30,180.61 dólares) era dos veces mayor que los que tenían menos de doce años de educación (\$14,670.64).

La diferencia de edad media por jefes varones de familias monoparentales vs la educación fue como sigue: a mayor educación menor edad o a menor educación mayor edad. Además, la edad media de los jefes varones de familias monoparentales (43.47 años) que tenían más de 12 años de educación se distancian casi por un cuarto de siglo entre los que no tienen educación (67.64 años).

En cuanto al número de personas medio (promedio) por vivienda, el más bajo está entre los jefes varones de familias monoparentales que indicaron no tener ninguna educación tuvieron el número promedio más alto de personas en el hogar 3.01. Algo muy peculiar es que el número de personas medio (promedio) por vivienda para los varones con menos de 12 años de educación y ningún estudio son similares, lo que indica que son homogéneos. El número de hijos menores promedio de 18 años para los varones que completaron 12 años de educación y para los que completaron menos de 12 años son similares, lo que indica homogeneidad. Finalizando, el número de hijos(as) menores promedio de 18 años más alto se encuentra en los hogares en donde los varones jefes de familias monoparentales sin tenían educación con 2.06 hijos.

En el análisis de ANOVA y prueba “post hoc” de la variable lugar de nacimiento se encontró que las variables dependientes (ingreso total del hogar, ingreso total familiar, edad, cantidad de personas en la familia y cantidad de hijos(as) menores de 18 años en el hogar) difieren de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable lugar de nacimiento. A través de la diferencia de ingreso medio por hogar por lugar de nacimiento se observa que el ingreso medio por hogar para los jefes varones de familias monoparentales que nacieron en Cuba (\$43,043.12 dólares) fue dos veces mayor que los que nacieron en Puerto Rico (\$20,542.32). Según la prueba de Scheffer el ingreso medio total por familia fue homogéneo para los jefes varones de familias monoparentales que nacieron en Puerto Rico como para en la República Dominicana. En cuanto al ingreso medio por familia por lugar de nacimiento se observa lo mismo que con el ingreso medio total de hogar, el ingreso medio por familia para los jefes varones de familias monoparentales que nacieron en Cuba (\$40,418.28 dólares) era dos veces mayor que los que nacieron en Puerto Rico y/o República Dominicana.

A través de la diferencia de la edad media de los jefes varones de familias monoparentales vs. lugar de nacimiento se observó que la edad se encuentra determinado por el lugar de nacimiento. La edad media de los jefes varones de familias monoparentales (56.81 años) que indicaron haber nacido en Cuba se distancian casi por dos décadas entre los indicaron haber nacido en los Estados Unidos (35.85 años). Es importante señalar que jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en la República Dominicana con 2.75 personas y Estados Unidos con 2.80 personas, tienden ser homogéneas, es decir, no hay diferencias por personas en vivienda. Algo similar ocurrió entre jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en los Estados Unidos con 2.80 personas y Puerto Rico con 2.90 personas.

El número de hijos(as) promedio menores de 18 años de los jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en Cuba con 1.52 hijos y Estados Unidos con 1.54 hijos(as), tienden ser homogéneas, es decir, no hay diferencias por hijos(as) menores de 18 años. Algo similar ocurrió entre jefes varones de familias monoparentales que indicaron haber nacido en la República Dominicana los cuales tuvieron 1.73 hijos(as) y en Puerto Rico con 1.86 hijos(as).

En el análisis de ANOVA y prueba "post hoc" de la variable ocupación se encontró que las variables dependientes (ingreso total del hogar, ingreso total familiar, edad, cantidad de personas en la familia y cantidad de hijos(as) menores de 18 años en el hogar) difieren de forma significativa en por lo menos una categoría de la variable ocupación. Hubo diferencia entre las medias de ingreso medio por hogar por la ocupación, por lo cual se observó que el ingreso medio por hogar para los jefes varones de familias monoparentales con ocupación militar (\$39,000.00 dólares) era tres veces mayor que los que tenían la ocupación de agricultor (\$11,797.12). En adición, los ingresos medios por hogar por concepto de la ocupación de cuello blanco y militares no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares. Mientras que los ingresos medios por hogar por concepto de la ocupación de agrícola, cuello azul y servicios tampoco difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares.

Quedó claro que cuando existen diferencias de ingreso medio por familia por ocupación, el ingreso medio por familia para los jefes varones de familias

monoparentales con ocupación militar (\$39,000.00 dólares) era - tal como con el ingreso total del hogar- tres veces mayor que los que tenían la ocupación de agricultor (\$11,270.93). Los ingresos medios por familia por concepto de la ocupación de cuello blanco y militares no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares. Mientras que los ingresos medios por familia por concepto de la ocupación de agrícola, cuello azul y servicios no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares.

La edad media para los jefes varones de familias monoparentales con ocupación militar (37 años) es la más baja y los que tenían la ocupación de cuello blanco (44 años) difieren entre sí. Las edades medias por concepto de la ocupación de militar, cuello azul, agrícola y servicio no difieren significativamente por lo que son homogéneos o similares.

Sobre los hallazgos encontrados a través del análisis de contraste de medias con ANOVA para las variables dicotómicas. A continuación se describirán los hallazgos más importantes de ese análisis para el cual se confirmó en el capítulo anterior con el P_{valor} , que las diferencias eran significativas. En cuanto al contraste de la fuerza laboral (o estado de empleo) con las variables independientes (ingreso total del hogar, ingreso total familiar, edad, cantidad de personas en la familia y cantidad de hijos(as) menores de 18 años en el hogar) se observó que el ingreso promedio total por hogar entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron estar dentro de la fuerza laboral, lo mismo se observó en cuanto al ingreso promedio total familiar. La edad promedio entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar dentro de la fuerza laboral. El número de personas medio (promedio) en la vivienda entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar dentro de la fuerza laboral y mayor para los que señalaron estar fuera de esta. Y el número promedio de menores de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar dentro de la fuerza laboral que para los que no están dentro de esta.

Al hacer el mismo análisis para la variable dicotómica nivel de pobreza se encontró que, la edad promedio entre los jefes varones de familias monoparentales es menor para los que señalaron estar bajo el nivel de pobreza. Como era de esperarse el

ingreso promedio total por hogar y el ingreso promedio total familiar fue menor en los hogares con la mayor cantidad de personas bajo el nivel de pobreza. El número de personas medio (promedio) en la vivienda entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron estar bajo el nivel de pobreza. El número promedio de menores de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron estar bajo el nivel de pobreza. Lo que pone a estas familias en una situación extramente vulnerable.

Para concluir se hizo el análisis de contraste de medias para la variable dicotómica ingreso por asistencia pública. Se observó a través de este que la edad promedio entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron recibir ingreso por asistencia pública. El número de personas medio (promedio) en la vivienda entre los jefes varones de familias monoparentales es mayor para los que señalaron recibir ingreso por asistencia pública. Y el número promedio de menores de 18 años entre los jefes varones de familias monoparentales es también mayor para los que señalaron recibir ingreso por asistencia pública.

Referencias

- Arriagada, I. (2002). Cambios y desigualdad en las familias Latinoamericanas. *Revista de la CEPAL*, 77; pp. 143 – 161. Rescatado el 05/14/2010, de: http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/9/19349/lcq2180e_Arriagada.pdf
- Barrón, S. (2002). Familias Monoparentales: Un ejercicio de clarificación conceptual y sociológica. *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*. 40, pp. 13-30. Rescatado el 10/01/2010, de: http://isadoraduncan.es/files/File/Familias_monoparentales_clarificacion_conceptualsociologica.pdf
- Biblarz, T.J. & Stacey, J. (2010). How does the gender of parents matter? *Journal of Marriage and Family*, 72(1) pp. 3 – 22. Rescatado el 01/29/2010, de: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1741-3737.2009.00678.x/pdf>
- Bumpass, L.L. & Sweet, J.A. (1989). Children's Experience in single-Parent families: Implications of Cohabitation and Marital Transitions. *Family Planning Perspective*, 21(6) pp. 256 – 260. Rescatado el 04/01/2009, de: <http://www.jstor.org/stable/2135378>.
- Cerruti, M. & Binstock, G. (2009). Familias latinoamericanas en Transformación: desafíos y demandas para la acción pública. CEPAL – Serie de Políticas Sociales 147, pp. 1 – 67. Rescatado el 07/12/2010, de: <http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/8/37438/sps147-Familias-latinoamericanas.pdf>.

- Garonna, P & Triacca, U. (1999). Social Change: Measurement and Theory. *International Statistical Review*, 67(1) pp. 49 – 62. Rescatado el 09/23/2010, de: <http://www.jstor.org/stable/1403565>.
- Goldscheider, F. & Kaufman, G. (2006). Single Parenthood and the Double Standard. *Fathering*. 4 (2). pp. 191. Rescatado el 04/11/2009 de: <https://www.metapress.com/content/ug167143g5q001u3/resource-secured/?target=fulltext.pdf&sid=k430152jyhqzcgw2i01ka1uh&sh=metapress.com>
- Hanson, S. M. H. & Sporaskowski, M. (1986). Single Parent Family. *Family Relation*, 35(1) pp. 3 – 8. Rescatado el 01/04/2009, de: <http://www.jstor.org/stable/584276>.
- Hook, J. L. & Chalasani, S. (2008). *Gendered Expectations? Reconsidering Single Fathers' Child-Care Time*. *Journal of Marriage and Family*, 70 pp. 978-990. Rescatado el 07/10/2010, de: <http://elib.6356/doi/10.1111/j.1741-3737.2008.00540.x/pdf>
- Kamerman, S. B., & Kahn, A. J. (1988). What Europe Does for Single-Parent Families. *Public Interest*, (93), 70. Retrieved November 9, 2010, from ABI/INFORM Research. (Document ID: 915479).
- Lesthaeghe, R. (1998), "On theory development and applications to the study of family formation", *Population and Development Review*, vol. 24, N° 1
- Norton, A. J. & Glick, P. C. (1986). One Parent Families: A Social and Economic Profile. *Family Relations*, 35(1) pp. 9-17.
- Organización de las Naciones Unidas (1998). Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses, Revision 1, United Nations, New York. Rescatado el 04/14/2011, de: <http://stats.oecd.org/glossary>
- Pong, S.; Dronkers, J. & Hampden-Thompson, G. (2003). Family Policies and children's School Achievement in Single- Versus Two-Parent Families. *Journal of Marriage and Family*, 65 (3); pp. 681 – 699. Rescatado el 09/16/2010, de: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1741-3737.2003.00681.x/pdf>.
- Quilodrán, J. (2008). Los Cambios en la Familia Vistos desde la Demografía; una Breve Reflexión. *Estudios Demográficos y Urbanos*. 23 (001). Rescatado el 09/10/2010, de: <http://redalyc.uaemex.mx/src/inicio/HomRevRed.jsp?iCveEntRev=312>.
- Real Academia Española (2010) Diccionario de la Lengua Española Vigésima Segunda Edición. Rescatado el 10/13/2010, de: <http://www.rae.es/rae.html>
- Rismam, B.J. (1986). Can Men "Mother"? Life as a single father. *Family relation*, 35(1) pp. 95 – 102. Rescatado el 01/04/2009, de: <http://www.jstor.org/stable/584276>.
- Rodríguez Sumaza, C. & Luengo Rodríguez, T. (2003). *Un análisis del concepto de familia monoparental a partir de una investigación sobre núcleos familiares monoparentales*. PAPERS. 69 pp. 59-82. Rescatado el 04/11/2009 de: <http://ddd.uab.es/pub/papers/02102862n69p59.pdf>

- Rosenthal, K. M. & Keshet, H. F. (1978). The Impact of Childcare Responsibilities On part-Time or Single Fathers. *Alternative Lifestyles*, 1(4), pp. 465 – 491.
- Rossetti, J. (1993), "Hacia un perfil de la familia actual en Latinoamérica y el Caribe", Cambios en el perfil de las familias: la experiencia regional, *Libros de la CEPAL*, N.º 36 (LC/G.1761-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Publicación de las Naciones Unidas, N.º de venta: S.93.II.G.7.
- Schmit, A. & Lüttich (Traducido por Esther Fernández Sarmiento) (2008). Encuesta de padres solos y madres solas de Salzburgo Resultados e Informe. Rescatado el 09/16/2010; de: http://isadoraduncan.es/files/File/INFORME_FAMILIAS_AUSTRIA_TRADUCIDO.pdf
- Siegel, J. & Swanson, D. (2004). *The Methods and Materials of Demography*, Segunda Edición . Elsevier Academic Press, Estados Unidos.
- Sunkel, G. (2004). La familia desde la cultura. ¿Que ha cambiado en américa latina? Reunión de expertos CEPAL. Rescatado el 09/16/2010. De: <http://www.eclac.cl/dds/noticias/paginas/9/19679/qsunkel.pdf>
- Torres Degró, Arnaldo y Evelyn Afanador Mejías. (2005). *Estadística descriptiva en el campo social puertorriqueño, 2005*. Primera edición, Mayagüez, Puerto Rico: Antillana College Press.
- UNESCO (2001). *Data Collection on Education Systems: Definitions, Explanations and Instructions*, UNESCO, OECD, Eurostat, pp. 28. Rescatado el 04/14/2011, de: <http://stats.oecd.org/glossary>
- U.S. Census Bureau, 2000 Census of Population and Housing, Public Use Microdata Sample, United States: Technical Documentation, 2003. Rescatado el 02/06/2008, de: <http://www.census.gov/prod/cen2000/doc/pums.pdf>
- Calzada, J.L. (1995). La transformación del hogar puertorriqueño: 1940 - 1990. CIDE 1(1) Rescatado el 10/12/2010 de: <http://demografia.rcm.upr.edu/CIDE/1995-CIDE%20Vol%201%20Num%201%201Transformacion%20hogar%20puertorriqueño.pdf>

Índice de entropía, disimilitud y centralización: Un abordaje a la segregación residencial por nivel socioeconómico en las Áreas Metropolitanas de Puerto Rico: 2000¹

Loyda E. Nieves-Ayala, M.S.²

Formas de citar: Nieves-Ayala, Loyda E. (2012). Índice de entropía, disimilitud y centralización : Un abordaje a la segregación residencial por nivel socioeconómico en las áreas metropolitanas de Puerto Rico: 2000. *CIDE digital*, 3(1-2),65-92. Recuperado de <http://soph.md.rcm.upr.edu/demo/index.php/cide-digital/publicaciones>

Resumen: **Objetivo:** *Determinar si en el año 2000 existía diferenciación en la distribución espacial de la población residente en las seis áreas metropolitanas de Puerto Rico, según el comportamiento de las variables ingreso, educación y ocupación.* **Métodos:** *Tomando como fuente de datos la información del Censo de Población y Vivienda 2000 responde a un diseño de investigación de alcance descriptivo y explicativo, de alcance temporal transversal o seccional, con enfoque de tipo cuantitativo, dado que enfatiza la relación entre variables clasificadas en dependientes e independientes, así como la medición y el análisis de relaciones causales entre ellas.* **Resultados:** *La población puertorriqueña para el año 2000 mostró según este estudio, rasgos de segregación residencial por nivel socio económico que pueden calificarse de leves o poco significativos, cuando se analizó a nivel de sector censal según las variables seleccionadas: ingreso de la familia, nivel de educación y grupos de ocupación.* **Conclusiones:** *Es posible que el modo cómo están constituidas estas unidades de análisis definitivamente pudiera estar influenciando los resultados acerca de la segregación residencial porque en un mismo sector censal se puedan localizar tanto un residencial público como una urbanización de viviendas de alto costo.*

Palabras clave: Segregación residencial, Índice de entropía, Índice de disimilitud, Índice de centralización, Nivel socioeconómico, Áreas Metropolitanas (AMS), Puerto Rico.

Introducción

En Puerto Rico existen escasos antecedentes de investigación sobre segregación residencial de la población por niveles socioeconómicos. En una exhaustiva búsqueda bibliográfica se encontraron referencias al fenómeno en un

¹ Este artículo presenta resultados parciales obtenidos de la tesis realizada por la autora para completar el grado de Maestría en Ciencias en Demografía del Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico: Junio, 2011. La referencias se pasó integra conforme el trabajo de tesis ya elaborada.

² M.S. en Demografía. Egresada del Programa Graduado de Demografía, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico. Email: loyda.nieves1@upr.edu

estudio de Schwirian y Velasco (1971), quienes dan cuenta de los modelos predominantes en la configuración de la segregación residencial en áreas metropolitanas. Señalan a Ponce y Mayagüez identificadas con el modelo latinoamericano de periferia-centro en la ubicación de los sectores pobres y ricos. Mientras tanto la distribución de los sectores poblacionales de San Juan correspondía con el modelo norteamericano de agrupación mayoritaria de la población de menores recursos monetarios en el centro, y preferencia del sector de mayores ingresos en la periferia de ciudad capital del país.

Otros trabajos relacionados con la población de Puerto Rico son el presentado por Antonio Ramos-Dalmau en 1994, quien realizó un análisis ecológico factorial utilizando las áreas metropolitanas y José A. López Rodríguez (2006) que expuso las características socio-demográficas y segregación socioeconómica de la población de las áreas metropolitanas utilizando datos del censo de 1990. López (2006), relacionó para la población total de cada área estadística metropolitana, los altos niveles profesionales con los umbrales educativos bajos. Para ello utilizó las ocupaciones de cuello blanco como de alto nivel profesional. A su vez el bajo nivel educativo incluyó los grupos de analfabetas y sin ningún estudio entre la población de diez años de edad o más. Este índice se denominó profesional-educativo.

La investigación que se presenta, a través de indicadores resúmenes, pretende identificar características básicas de la distribución de la población según atributos socioeconómicos. Mediante un análisis descriptivo y explicativo profundiza en las categorías que permiten la clasificación de sectores con referencia a las variables mencionadas –ingreso familiar, educación y ocupación. La fuente de información básica es el Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico del año 2000, que provee información cuantitativa para el cálculo de índices de uniformidad y centralización territorial. Éstos se incorporan al estudio para identificar los efectos que produce cada una de las variables en cuestión en el poblamiento de las seis áreas metropolitanas de Puerto Rico y, a la vez, contar con elementos para la comparación de la desagregación residencial de las seis áreas metropolitanas seleccionadas.

En Puerto Rico se ha estudiado en varias instancias la pobreza y esto se ha llevado a cabo por diversos científicos sociales. El análisis que se ha hecho con

respecto a la distribución espacial del fenómeno se ha dirigido básicamente, a diferenciar entre la pobreza urbana y la rural³. A diferencia de otros trabajos, la presente investigación muestra un acercamiento a la localización de este fenómeno social en términos de la segregación residencial que pueden experimentar determinados grupos de población según diferenciales socioeconómicos por sectores censales de las áreas metropolitanas de Puerto Rico. Se trata de estudiar si hay uniformidad en la distribución espacial y centralización y relacionarla con sus niveles socioeconómicos.

Esta investigación resulta oportuna por la información resumida y el análisis sobre características del poblamiento en las principales áreas metropolitanas de Puerto Rico en fecha reciente (año 2000). La consideración de este tema es importante para la reconstrucción del medio ambiente social desde una perspectiva de desarrollo sustentable. El cálculo y análisis de indicadores robustos de distribución espacial de la población según sus principales atributos socioeconómicos, en primera instancia permitiría visualizar escenarios con ubicación territorial, en los cuales se requieren acciones inmediatas, políticas públicas y programas sociales, que contribuyan a corregir situaciones de desventajas en el nivel de vida de sectores de la población que se encuentran en situación de vulnerabilidad socioeconómica.

Metodología

La investigación sobre segregación residencial de la población puertorriqueña según variables socioeconómicas tomando como fuente de datos la información del Censo de Población y Vivienda 2000 responde a un diseño de investigación de alcance descriptivo y explicativo⁴, de alcance temporal transversal o seccional, con enfoque de tipo cuantitativo, dado que enfatiza la relación entre variables clasificadas en dependientes e independientes, así como la medición y el análisis de relaciones

³ En 1970, la Escuela Graduada de Administración Pública de la Universidad de Puerto Rico auspició un seminario sobre el tema de la pobreza y su problemática en Puerto Rico. Más recientemente, la Oficina del Presidente de la Universidad de Puerto Rico, realizó una convocatoria que culminó con el Proyecto Universitario sobre la pobreza en Puerto Rico.

⁴ En la medición y análisis de indicadores esta investigación es descriptiva y, es explicativa en cuanto al estudio de las relaciones e influencias entre variables para conocer la estructura y los factores que intervienen en los fenómenos sociales y su dinámica.

causales entre ellas. El sector censal es el nivel geográfico de uso más generalizado en la literatura (Acevedo-García et al. 2003; Massey, 2003; Massey y Denton 1988) siendo la unidad de análisis utilizada en el presente estudio. Dada las limitaciones en la obtención de información a niveles geográficos más bajos, el uso de los mismos permite un acercamiento aceptable de la información relacionada a las características demográficas, económicas y sociales. Para el análisis presentado en este trabajo, el número de sectores censales por área metropolitana son los siguientes: Aguadilla, 28; Arecibo, 33; Caguas, 65; Mayagüez, 57; Ponce, 82 y San Juan, 426 para un total de 691 sectores censales analizados.

En Estados Unidos se han realizado numerosos estudios acerca de la segregación residencial. En ellos se consideran varios aspectos relacionados con los elementos que lo promueven. Se muestran evidencias concernientes a los efectos del fenómeno sobre la población y se presentan modelos para el estudio del mismo (Edwards, 1970; Massey & Eggers, 1990; Massey, Gross & Shibuya, 1994; Massey, 1996; Jargowsky, 1996; Massey & Eggers, 2003; Acevedo-García, Loncher, Osypuck & Subramanian, 2003). Para el análisis relacionado con la segregación residencial de la población por nivel socioeconómico, se deben utilizar varios índices, debido a que su estudio no solo comprende la variable de ingreso, sino también otras variables socioeconómicas, y su distribución espacial. En el estudio de la segregación residencial, existen cinco dimensiones a cubrir a la hora de hacer un análisis en esta área: uniformidad, exposición, concentración, centralización y aglomeración, (Massey y Denton 1988; Acevedo-García et al. 2003; Massey 2003).

Acorde con los objetivos e hipótesis de este estudio se consideró suficiente incorporar las dimensiones identificadas como **uniformidad** y **centralización** como las apropiadas para medir el fenómeno de la segregación residencial en áreas metropolitanas de Puerto Rico. Se empleó la dimensión de uniformidad, dado que ésta disminuye a medida que la segregación aumenta, y su ausencia indica que no hay representación equitativa de los grupos poblacionales. La centralización por su parte, aporta evidencia que señala la ubicación con respecto del centro urbano de los sectores poblacionales. Ambas dimensiones pueden exponer la segregación de la población como un fenómeno multidimensional.

Para medir estos patrones, en la literatura se sugieren diversos índices. Para los fines de esta investigación los índices que miden uniformidad y centralización incorporados al trabajo fueron:

- **Uniformidad** - es la dimensión que mide la segregación espacial de varios grupos (Siegel y Swanson 2004); es además el diferencial en la distribución de grupos sociales entre unidades de área en la ciudad. Para medirla se utilizó el **Índice de Entropía**, también conocido como el índice de información o índice de *Theil*. Conocido a su vez como el índice de la diversidad, éste mide las diferencias en la distribución de los grupos en un área geográfica mediante el cálculo a varios grupos simultáneamente. Para el cálculo de este índice hay que seguir varios pasos. La entropía en la ciudad es dada por la fórmula:

$$E = (P)\log[1/P] + (1-P)\log[1/(1-P)] \quad (1)$$

y sus unidades de entropía análogas :

$$E_i = (p_i)\log[1/p_i] + (1-p_i)\log[1/(1-p_i)] \quad (2)$$

El índice en sí mismo es la desviación media ponderada de cada unidad de entropía de la entropía general de la ciudad, expresada como una fracción del total de entropía de la ciudad:

$$H = \sum_{i=1}^n [i_i(E - E_i) / ET] \quad (3)$$

El índice de entropía varía de cero (cuando todas las áreas tienen la misma composición) a 1.0 (cuando todas las áreas contienen un solo grupo) y se satisface el principio de transferencia, al igual que el coeficiente de GINI.⁵ El cálculo del **Índice de Disimilitud**, también conocido como Delta es igualmente un modo de medir la uniformidad en la distribución de la población, y se utiliza como una medida que permite distinguir la diferencia entre grupos particulares de

⁵ El Coeficiente de Gini es el cociente del área comprendida entre la diagonal de 45° y la Curva de Lorenz, sobre el área constituida por el triángulo debajo de la línea de 45°. Se puede hablar de situaciones de desigualdad a partir de 0.40 y hasta 0.60, intervalo donde se encuentran los países latinoamericanos. Por encima de 0.60, el índice expresa una distribución de grave desigualdad.

manera dicotómica. Constituye un indicador sintético de la relación que existe entre la composición socioeconómica de las áreas y la composición socioeconómica de la unidad territorial de orden superior, en este caso aglomerado de áreas metropolitanas. Si esta composición difiere significativamente, estaremos en presencia de segregación residencial, pues la distribución de los grupos estaría desalineada respecto de la representación de tales grupos en el conjunto de las áreas metropolitanas. La virtud de esta medida es que muestra la proporción de un grupo poblacional que sería necesario mover o cambiar de residencia para que su distribución en el área metropolitana fuese equitativa para ambos grupos. A pesar de entender que la sociedad no es dicotómica, en este caso se puede observar cuales son los grupos que más se separan según sus características socioeconómicas. El índice es calculado mediante la siguiente fórmula:

$$\Delta = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N |x_i - y_i| \quad (4)$$

donde, x_i y y_i son las proporciones de población en cada grupo, en cada subunidad fuera del total del grupo. Este oscila entre 0 y 1, indicando un valor de cero la no existencia de segregación y un valor de 1 que hay una total segregación.

• **Centralización** - El aspecto de centralización, se midió utilizando el **Índice de Centralización Absoluta** (ACE, por sus siglas en inglés), que muestra la distribución espacial de los grupos con relación a la distribución del territorio cercano al centro de la ciudad.

$$ACE = \left(\sum_{i=1}^n C_{i-1} A_i \right) - \left(\sum_{i=1}^n C_i A_i - 1 \right) \quad (5)$$

donde, la unidad de área n fue ordenada por el incremento en distancia desde el CBD, C es la proporción acumulada de la población a través de la unidad i y A se refiere a la proporción acumulada de área del territorio a través de la unidad i . El índice, que varía entre 1 y -1 , muestra mayor tendencia a la centralización,

cuando los valores son positivos. Los valores negativos por el contrario, indican una tendencia hacia las afueras del centro urbano. En este índice, un valor de cero significa que existe una distribución uniforme de la población a través del territorio.

Los índices mencionados, sirven para medir diversas dimensiones de la segregación y han sido seleccionados en la literatura, entre otros por su mayor exactitud (Massey y Denton, 1988). Existen investigadores como Jargowsky (1994), que sugieren otros índices debido a diferencias metodológicas. En el caso de Puerto Rico, los índices utilizados anteriormente (Schwirian y Rico-Velasco, 1971), fueron el de disimilitud, Coeficiente de Gini y un índice para medir centralización ($\sum DP/N$), donde la sumatoria es para todas las áreas de la ciudad, D es la distancia de un área del centro de la ciudad, P es el tamaño de un grupo particular en el área a esa distancia y N es el número total de un grupo en particular en la ciudad) (Gibbs, 1961 citado en Schwirian y Rico-Velasco, 1971) .

Sobre la selección de los datos, en este trabajo, se evalúan los sistemas de la ciudad y la distribución espacial de la población residente por nivel socioeconómico en las áreas metropolitanas de Puerto Rico. Los datos obtenidos para este análisis provienen del Censo de Población y Vivienda de Puerto Rico 2000, específicamente del Compendio de Datos 3. En esa fuente se encontró la información relacionada con las variables independientes que se seleccionaron para este estudio: el ingreso familiar, la educación y la ocupación de la población residente en las áreas metropolitanas de Aguadilla, Arecibo, Caguas, Ponce, Mayagüez y San Juan.

Es importante señalar los municipios que para el año 2000 comprenden las distintas áreas metropolitanas de Puerto Rico. (Ver Mapa 1). El área metropolitana de Aguadilla lo componen los municipios de Aguada, Moca y Aguadilla. Arecibo como área metropolitana está compuesta por los pueblos de Camuy, Hatillo y Arecibo. El área metropolitana de Caguas está comprendida por los municipios de Cayey, Cidra, Gurabo, San Lorenzo, y Caguas. En el caso de Ponce los municipios que componen dicha área lo son Juana Díaz, Guayanilla, Peñuelas, Villalba, Yauco, y Ponce. Por su

parte los municipios de Añasco, Cabo Rojo, Hormigueros, San Germán, Sabana Grande y Mayagüez componen el área metropolitana de Mayagüez. Finalmente el área metropolitana de San Juan está compuesto por los municipios de Aguas Buenas, Barceloneta, Bayamón, Canóvanas, Carolina, Cataño, Ceiba, Comerío, Corozal, Dorado, Fajardo y Florida. También son parte de esta área los pueblos de Guaynabo, Humacao, Juncos, Las Piedras, Loíza, Luquillo, Manatí, Morovis, Naguabo, Naranjito, Río Grande, Toa Alta, Toa Baja, Trujillo Alto, Vega Alta y Vega Baja, Yabucoa y San Juan.

Mapa 1

Áreas Metropolitanas de Puerto Rico: 2000



Fuente: <http://www.gobierno.pr/Censo/GeografiaCensal/Definiciones/areasMetropolitanas.htm>

Para determinar el nivel socioeconómico, se comenzó por identificar las variables que se utilizarían para construir indicadores representativos para medir la segregación residencial; como se señaló, **la educación, la ocupación y el ingreso familiar** fueron las variables que se consideraron directamente relacionadas con niveles sociales y económicos de la población puertorriqueña. La información se agrupó por áreas metropolitanas para cada una de las variables bajo análisis. Fueron a su vez tabulados y trabajados mediante el uso del programado SPSS y Excel.

Análisis de los datos

El análisis de la información recopilada fue realizado por área metropolitana. Como se señaló anteriormente las dimensiones seleccionadas para el análisis de la segregación según niveles socioeconómicos de la población en estudio fueron: **Uniformidad**, medida por Índice de Entropía y el Índice de Disimilitud, y **Centralización**, que se midió a través del Índice de Centralización Absoluta (ACE, por sus siglas en inglés).

En un primer término y para saber cuál es la relación en cuanto a la segregación residencial se refiere, se llevó a cabo el cálculo del **Índice de Entropía**. Este índice permite medir la desigualdad en la uniformidad mediante el cálculo a varios grupos simultáneamente, y por lo tanto proporciona una idea del grado de la misma en la población, relacionando un área con otra para cada variable seleccionada. Este paso permite cumplir con el objetivo principal de esta investigación de saber el grado de segregación residencial existente en las áreas metropolitanas de Puerto Rico para el año 2000.

El cumplimiento del primer y segundo objetivo específico se realizó mediante el uso del **Índice de Disimilitud**. Se determinó cuales eran los grupos que más se distancian residencialmente en las zonas metropolitanas de Puerto Rico en el 2000. Se analizó cada variable en cada una de las áreas metropolitanas y se logró establecer las diferencias entre ellas. Se alcanzó a su vez a identificar cual de las variables presentó mayor divergencia entre los grupos y en cuál área metropolitana se observa principalmente.

Para el cálculo del índice de centralización absoluta (ACE, por sus siglas en inglés) fue necesario determinar el centro de cada área metropolitana de modo arbitrario⁶. El distrito comercial central o CBD (por sus siglas en inglés), fue en el caso de la mayoría de las zonas metropolitanas el casco urbano tradicional del municipio del cual se deriva la zona metropolitana, conformado por la plaza y las estructuras que según la Ley de las Indias formaban el centro de los pueblos. (Ver Mapas 3-6).

⁶ Hartshorn (1992) estipula que la determinación del CBD es arbitraria en la mayoría de los casos, debido a las dificultades en definirlo. El uso de fórmulas pre-establecidas no concuerda con la realidad de muchas ciudades.

Resultados

Uniformidad y centralización - *Índice de entropía*

Mediante el uso del índice de entropía, también denominado Índice de Theil, analizado al nivel geográfico del sector censal, la población de las áreas metropolitanas de Puerto Rico una vez comparados los valores obtenidos para las tres variables analizadas parece mostrar rasgos de segregación residencial por nivel socioeconómico en el año 2000 poco significativos. Examinando las tres variables seleccionadas (ingreso familiar, escolaridad y ocupación), el índice de entropía arrojó resultados que mostraran que en efecto, la distribución poblacional no tendiera a una evidente segregación residencial de tipo socioeconómica (ver tabla 2).

Tabla 2. Índice de Entropía por AM's según variables socioeconómicas: 2000

	Ocupación	Ingreso	Educación
Aguadilla	0.02	0.03	0.02
Arecibo	0.02	0.02	0.02
Caguas	0.03	0.06	0.04
Mayagüez	0.03	0.04	0.03
Ponce	0.04	0.07	0.02
San Juan	0.05	0.08	0.07

Fuente: Elaboración propia con base en el censo de población y vivienda: 2000

Los puntajes de entropía de las seis AMs para la variable ocupación oscilan alrededor del valor 0, ello revela que ésta no es discriminante. El mismo comportamiento se observa para el caso de los puntajes de entropía por grupos de ingresos y educación.

En síntesis, aún con la apreciación de que la segregación residencial medida por el Índice de Entropía es relativamente inexistente en áreas metropolitanas, una comparación entre las tres variables -ingreso familiar, nivel de educación y grupo de

ocupación- evidencia que la separación o segregación residencial por ingreso familiar es superior a la correspondiente al nivel educacional y el grupo ocupacional de pertenencia de la población residente en áreas metropolitanas de Puerto Rico. Ello pudiera explicarse por la polarización de la población en los grupos de menores ingresos monetarios en combinación con la comentada presencia de viviendas habitadas por ese sector de la población en diversas áreas de la ciudad.

Uniformidad y centralización - Índice de Disimilitud de Duncan (Delta), y de Centralidad (ACE)

El análisis de la uniformidad a través del Índice de Disimilitud de Duncan (Delta) cuya expresión numérica superior a 0.4 indica la existencia de segregación, muestra que cuando el análisis se lleva a cabo entre grupos dicotómicos en el caso de algunas variables, se evidencia cierto grado de segregación.⁷ Tomando el caso de San Juan para la variable de ingreso familiar, la mayor diferencia se encontró entre los grupos de ingreso más altos (75,000 – 149,000 y 150,000 o más dólares al año) con respecto a los de menor ingreso familiar. Sin embargo no fue el grupo en el extremo superior de la categoría de ingresos, el que más separación mostró, sino el grupo de \$75,000 – 149,000. Según esta información, sería necesario mover al 50% de la población para lograr una distribución uniforme entre estos grupos (ver tabla 3).

Tabla 3. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ingreso familiar: San Juan, 1999.

Grupos de ingresos	Disimilitud con los diversos grupos					ACE
	1	2	3	4	5	
1. 0 a 14, 999	--	0.21	0.35	<u>0.50</u>	0.41	-0.01
2. 15,000 a 49,999		--	0.20	0.34	0.38	0.03
3. 50,000 a 74,999			--	0.23	0.36	0.01
4. 75,000 a 149,999				--	0.37	-0.05
5. 150,000 ó más					--	-0.11

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

⁷ En el caso en el que se está utilizando el índice de Disimilitud, la segregación se determina a partir de .40.

El aspecto de centralización en las Áreas Metropolitanas para el año 2000, se midió utilizando el **Índice de Centralización Absoluta (ACE)**, que muestra la distribución espacial de los grupos con relación a la distribución del territorio cercano al centro de la ciudad. El índice varía entre 1 y -1, y muestra mayor tendencia a la centralización, cuando los valores son positivos. Los valores negativos indican una tendencia hacia las afueras del centro urbano. Un valor de cero significa que existe una distribución uniforme de la población a través del territorio.

La centralización en cada área metropolitana y con relación al ingreso familiar se mostró muy poco variable.⁸ El grupo de ingresos más alto en San Juan, evidenció levemente su ubicación hacia las afueras del conglomerado urbano (-0.11) (ver tabla 3). En el caso de Ponce, cuyos cálculos de índices se presentan por encima de la diagonal de la tabla 4, resalta la marcada separación que muestra el grupo de ingreso familiar muy alto (150,000 dólares o más) con todos los restantes grupos, en todos los casos se requeriría mover entre 40 y 48 por ciento de la población para una distribución poblacional equilibrada. El nivel de ingresos de 75,000 a 149,000 dólares comparado con el de mayores ingresos es el de más alta disimilitud.

Tabla 4. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ingreso familiar: Ponce y Mayagüez (Ponce sobre y Mayagüez bajo la diagonal), 1999.

Grupos de ingresos	Disimilitud con los diversos grupos					ACE P	ACE M
	1	2	3	4	5		
1. 0 a 14, 999	--	0.16	0.27	<u>0.41</u>	<u>0.46</u>	-0.01	0.00
2. 15,000 a 49,999	0.13	--	0.19	0.34	<u>0.40</u>	0.00	-0.01
3. 50,000 a 74,999	0.26	0.17	--	0.28	<u>0.43</u>	0.00	-0.05
4. 75,000 a 149,999	<u>0.38</u>	0.35	0.27	--	<u>0.48</u>	0.01	-0.28
5. 150,000 ó más	0.35	0.33	0.35	0.35	--	-0.05	-0.03

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

⁸ En el índice de centralización los valores negativos muestran evidencia de la ubicación de la población hacia las afueras del conglomerado urbano. Los valores positivos muestran la ubicación hacia el centro urbano y el valor de cero es evidencia de una uniformidad en la distribución de la población. Es importante recordar que este índice oscila entre -1 y 1.

Dado que el parámetro para considerar que existe segregación es el valor de disimilitud 0.4, en el caso de Mayagüez, representado por debajo de la diagonal de la tabla 4, sólo los grupos dicotómicos de menos de 14,999 dólares con el de 75,000-149.999 dólares con una disimilitud de 0.38 mostrarían una distribución relativamente cercana a la segregación residencial, seguidos por las restantes combinaciones del grupo de más altos ingresos con los de menores ingresos devengados en 1999.

El resto de las áreas metropolitanas de Aguadilla, Caguas y Arecibo, en general presentaron niveles de segregación residencial por ingreso familiar inferior a San Juan, Ponce y Mayagüez. Los valores de segregación más marcados en Aguadilla corresponden a ingresos muy elevados y los de menores ingresos, en tanto el área metropolitana de Caguas presenta la mayor segregación en los grupos de muy altos ingresos y el de 15,000-49.999 dólares (se requería mover un 44% de la población para el balance poblacional)(Ver tablas 5,6 y 7).

Por su parte, el área metropolitana de Arecibo en apariencias y de acuerdo con el parámetro 0.4 de disimilitud no presentaba muestras de segregación residencial por niveles de ingresos alrededor del año 2000, aunque los valores del Índice de Disimilitud entre el grupo de más altos ingresos en relación con todos los demás mostró un relativo acercamiento al valor marcado como mínimo para determinar que existe segregación (0.4) (ver tabla 7).

Tabla 5. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ingreso familiar: Aguadilla, 1999.

Grupos de ingresos	Disimilitud con los diversos grupos					ACE
	1	2	3	4	5	
1. 0 a 14, 999	--	0.10	0.25	0.31	<u>0.40</u>	0.22
2. 15,000 a 49,999		--	0.22	0.27	<u>0.41</u>	0.21
3. 50,000 a 74,999			--	0.14	<u>0.39</u>	0.33
4. 75,000 a 149,999				--	<u>0.42</u>	0.30
5. 150,000 ó más					--	0.36

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 6. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ingreso familiar: Caguas, 1999

Grupos de ingresos	Disimilitud con los diversos grupos					ACE
	1	2	3	4	5	
1. 0 a 14, 999	--	0.17	0.29	<u>0.39</u>	<u>0.43</u>	0.21
2. 15,000 a 49,999		--	0.22	0.33	<u>0.44</u>	0.25
3. 50,000 a 74,999			--	0.27	0.33	0.34
4. 75,000 a 149,999				--	0.28	0.35
5. 150,000 ó más					--	0.31

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 7. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ingreso familiar: Arecibo, 1999.

Grupos de ingresos	Disimilitud con los diversos grupos					ACE
	1	2	3	4	5	
1. 0 a 14, 999	--	0.12	0.20	0.26	0.37	0.06
2. 15,000 a 49,999		--	0.16	0.23	0.38	0.10
3. 50,000 a 74,999			--	0.20	0.38	0.20
4. 75,000 a 149,999				--	<u>0.39</u>	0.14
5. 150,000 ó más					--	0.01

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

En términos de Centralización, según el índice ACE Las áreas metropolitanas de Ponce, Mayagüez y Arecibo, manifestaron bastante uniformidad sobre el territorio para cada una de las categorías de ingreso. Solo el grupo de ingresos de 75,000 a 149,999 dólares anuales en Mayagüez, mostró un poco de tendencia hacia la periferia (-0.28). Ver tabla 4 y 7. En Aguadilla los grupos en general se ubican levemente hacia el centro de la zona metropolitana al igual que en Caguas (ver tablas 3 y 6).

A partir del análisis de uniformidad con la variable de nivel de escolaridad para el área metropolitana de San Juan, se puede señalar que existe cierto grado de segregación, aunque leve, entre los extremos de los grupos con mayor y menor grado

de escolaridad, 41% (Ver tabla 8). Para Ponce y Mayagüez se percibe la diferencia entre los sectores más distantes, pero no al punto de poderse considerar segregados. Ponce sin embargo, esta bastante cercano a ese punto (Ver tabla 9). Tanto en el área metropolitana de Aguadilla, como en las de Caguas y Arecibo, el nivel de escolaridad no influye tanto en la separación de la población de estas zonas. (Ver tablas 10-12).

Tabla 8. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) por nivel de escolaridad, personas de 25 años o más: San Juan, 2000.

Nivel de escolaridad	Disimilitud con los diversos grupos				ACE
	1	2	3	4	
1. 0 a 8vo	--	0.11	0.21	<u>0.41</u>	-0.02
2. 9no a 12		--	0.16	0.37	-0.01
3.1 año univ. no bachillerato			--	0.26	0.02
4. Ba a doctorado				--	-0.04

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 9. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) por nivel de escolaridad, personas de 25 años o más: Ponce y Mayagüez (Ponce sobre y Mayagüez bajo la diagonal), 2000.

Nivel de escolaridad	Disimilitud con los diversos grupos				ACE P	ACE M
	grupos					
	1	2	3	4		
1. 0 a 8vo	--	0.11	0.20	0.36	-0.02	0.04
2. 9no a 12	0.09	--	0.16	0.19	0.00	0.04
3.1 año univ. no bachillerato	0.13	0.12	--	0.19	-0.01	0.03
4. Ba a doctorado	0.27	0.26	0.19	--	0.00	-0.02

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 10. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) por nivel de escolaridad, personas de 25 años o más: Aguadilla, 2000.

Nivel de escolaridad	Disimilitud con los diversos grupos				ACE
	1	2	3	4	
1. 0 a 8vo	--	0.09	0.14	0.22	1.04
2. 9no a 12		--	0.09	0.18	0.28
3.1 año univ. no bachillerato			--	0.14	0.25
4. BA a doctorado				--	0.32

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 11. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) por nivel de escolaridad, personas de 25 años o más: Caguas, 2000.

Nivel de escolaridad	Disimilitud con los diversos grupos				ACE
	1	2	3	4	
1. 0 a 8vo	--	0.10	0.16	0.30	1.02
2. 9no a 12		--	0.14	0.26	0.24
3.1 año univ. no bachillerato			--	0.26	0.28
4. Ba a doctorado				--	0.08

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 12. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) por nivel de escolaridad, personas de 25 años o más: Arecibo, 2000.

Nivel de escolaridad	Disimilitud con los diversos grupos				ACE
	1	2	3	4	
1. 0 a 8vo	--	0.09	0.13	0.20	0.39
2. 9no a 12		--	0.10	0.14	0.07
3.1 año univ. no bachillerato			--	0.14	0.15
4. Ba a doctorado				--	0.17

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

En términos de la centralización de los grupos por niveles de escolaridad, en las principales áreas metropolitanas de San Juan, Ponce y Mayagüez, la distribución fue bastante uniforme. El grupo de 0 a octavo grado, para la zona de Aguadilla y Caguas mostró mayor centralización obteniendo valores de 1 cada una de ellas. Ver tablas 10 y 11. Este grupo en Arecibo se comportó de un modo similar, pero el valor del índice fue 0.39. En Aguadilla, las personas con bachillerato a doctorado también se ubicaron un poco más al centro que otros sectores poblacionales. Ver tabla 10.

En términos de la ocupación, el Índice de Disimilitud mostró una diferencia mayormente ocurrida en San Juan, donde los valores casi se acercaron a los niveles para poderse determinar segregación. La mayor falta de uniformidad de su población se encontró entre los grupos dedicados a la producción y transportación y la agricultura con el grupo de administradores y profesionales (34% y 35% respectivamente). Ver tabla 13.

Lo mismo sucedió con el Índice de Disimilitud en Mayagüez y Caguas, con valores mínimos. En Ponce y Aguadilla la mayor divergencia ocurrió entre los administradores y profesionales (grupo 5) y los agricultores (grupo 2) y el sector de servicios (grupo 4) aunque ésta fue mínima. Arecibo también mostró diferencia entre el sector de la agricultura y los administradores y profesionales, con valores tan bajos que no son evidencia de no uniformidad. Ver tablas de la 14 a la 17.

Tabla 13. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ocupación: San Juan, 2000.

Grupos ocupacionales	Disimilitud con los diversos grupos					ACE
	1	2	3	4	5	
1. Prod. y transp.	--	0.17	0.26	0.19	0.34	-0.01
2. Agricultura		--	0.28	0.19	0.35	0.03
3. Ventas, oficina			--	0.19	0.17	0.01
4. Servicios				--	0.29	-0.05
5. Adm. y profesionales					--	-0.11

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 14. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ocupación: Ponce y Mayagüez (Ponce sobre y Mayagüez bajo la diagonal), 2000.

Grupos ocupacionales	Disimilitud con los diversos grupos					ACE P	ACE M
	1	2	3	4	5		
1. Prod. y transp.	--	0.08	0.09	0.08	0.08	-0.01	0.00
2. Agricultura	0.06	--	0.08	0.08	0.10	0.00	-0.01
3. Ventas, oficina	0.09	0.12	--	0.09	0.04	0.00	-0.05
4. Servicios	0.07	0.08	0.07	--	0.10	0.01	-0.28
5. Adm. y profesionales	0.13	0.14	0.08	0.11	--	-0.05	-0.03

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 15. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ocupación: Aguadilla, 2000.

Grupos ocupacionales	Disimilitud con los diversos grupos					ACE
	1	2	3	4	5	
1. Prod. y transp.	--	0.13	0.11	0.11	0.16	0.22
2. Agricultura		--	0.16	0.15	0.23	0.21
3. Ventas, oficina			--	0.14	0.09	0.33
4. Servicios				--	0.18	0.30
5. Adm. y profesionales					--	0.36

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 16. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ocupación: Caguas, 2000.

Grupos ocupacionales	Disimilitud con los diversos grupos					ACE
	1	2	3	4	5	
1. Prod. y transp.	--	0.15	0.19	0.15	0.24	0.21
2. Agricultura		--	0.22	0.16	0.25	0.25
3. Ventas, oficina			--	0.14	0.14	0.34
4. Servicios				--	0.22	0.35
5. Adm. y profesionales					--	0.31

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

Tabla 17. Índice de Disimilitud y Centralidad (ACE) Grupo de ocupación: Arecibo, 2000.

Grupos ocupacionales	Disimilitud con los diversos grupos					ACE
	1	2	3	4	5	
1. Prod. y transp.	--	0.11	0.16	0.11	0.16	0.06
2. Agricultura		--	0.18	0.12	0.20	0.10
3. Ventas, oficina			--	0.12	0.09	0.20
4. Servicios				--	0.13	0.14
5. Adm. y profesionales					--	0.01

Fuente: Elaboración propia con base en el Negociado del Censo Federal. Censo de Población y Vivienda: 2000

El Índice de Centralidad ACE de San Juan, muestra que los diversos sectores ocupacionales se ubican bastante uniforme en el territorio. Se refleja una pequeña inclinación del sector de administradores y profesionales hacia la zona central de la referida área metropolitana. Por su parte, Ponce y Mayagüez también dejan notar uniformidad de su población sobre el área. Un tanto el sector dedicado a los servicios muestra algo de descentralización (-0.28) en Mayagüez. Ver tablas 13 y 14.

En Aguadilla los valores más altos del ACE con tendencia hacia el centro los obtuvo el grupo ocupacional de administradores y profesionales (ver tabla 15). En Caguas y Arecibo por otra parte, los grupos de ventas se localizan más hacia el centro, pero en Caguas se le añade el sector dedicado a los servicios. Ver tablas 16 y 17.

Conclusión

La población puertorriqueña para el año 2000 mostró según este estudio, rasgos de segregación residencial por nivel socio económico que pueden calificarse de leves o poco significativos, cuando se analizó a nivel de sector censal según las variables seleccionadas: **ingreso de la familia, nivel de educación y grupos de ocupación.** En las hipótesis formuladas se apostaba por índices de segregación con valores elevados, por tanto los resultados de alguna manera refutan dichos argumentos.

Por una parte, es posible que el modo cómo están constituidas estas unidades de análisis definitivamente pudiera estar influenciando los resultados acerca de la segregación residencial porque en un mismo sector censal se puedan localizar tanto un residencial público como una urbanización de viviendas de alto costo.

En casos como éste, Arriagada y Sabatini (2003) enfatizan la diferencia entre segregación física, sociológica y perceptiva, ya que la cercanía geográfica no garantiza la afinidad entre los grupos y de hecho puede ser un factor que acreciente o agudice la posibilidad de enfrentamientos entre ellos. Por lo mismo, rescatan de otros autores (Sabatini, Cáceres y Cerda, 2001), la importancia de distinguir entre la segregación objetiva y la percepción de las distancias sociales y geográficas que puedan existir entre los grupos sociales. Estos argumentos pudieran resultar de suma importancia para el análisis y caracterización del poblamiento de zonas urbanas y en especial en las ciudades de Puerto Rico. En esta oportunidad escapan a los objetivos de este estudio, sin embargo sería recomendable tenerlos en cuenta para análisis en profundidad sobre factores y determinantes de la segregación residencial en las ciudades de Puerto Rico.

El análisis de la segregación residencial de las AMS en el año 2000 según variables socioeconómicas, medida a través de indicadores de uniformidad y centralidad en primera instancia muestra que:

- En la distribución geográfica que asumía la población en las seis AMs es relativamente bajo el peso de las desigualdades socioeconómicas entre grupos seleccionados por nivel de ingreso, educación y ocupación, sin embargo, la comparación entre valores del Índice de Theil para las tres variables dan cuenta de la existencia de rasgos de separación entre grupos, en especial la variable ingreso de la familia refleja ese comportamiento.

- El Índice de Disimilitud de Duncan (Delta), que permite establecer comparaciones dicotómicas entre grupos de población según las variables seleccionadas; en primer lugar refleja que la segregación por ingreso familiar es entre grupos extremos 0-14,000 y más de 75.000 dólares es la que alcanza mayores proporciones, y que son San Juan y Ponce las AMs que presentan mayores disparidades. En el caso de la variable ocupación son los grupos de administradores y

profesionales en contraposición con los ocupados en la agricultura y producción y transporte los que generan la segregación residencial de relativa importancia, también en San Juan y Ponce en los primeros lugares. En cuanto a la educación la segregación residencial entre grupos es aún menos significativa, y obviamente los grupos de mayor disparidad son 0-8 años de escuela elemental y bachillerato o más, también de las dos AMS más importantes del país, San Juan y Ponce.

- La distribución poblacional por nivel socioeconómico en las áreas metropolitanas de Puerto Rico en el año 2000, tampoco evidencia situaciones que puedan calificarse como de segregación residencial explícita. El modelo no corresponde con el de las ciudades industrializadas, pero tampoco se aproxima con claridad al modelo clásico de ciudades latinoamericanas. Ello se hace evidente en los valores del Índice de Centralización Absoluta (ACE). Debe recordarse que este índice alcanza valores extremos de -1 si la tendencia de los grupos en situación ventajosa en cuanto a nivel socioeconómico se ubican en las afueras de las AMs (ciudades industrializadas) y el valor 1 que indica una tendencia a la centralización de esos grupos, identificado con el patrón ecológico tradicional latinoamericano.

- En el caso de las seis AMs de Puerto Rico en el año 2000, Caguas parece mostrar reminiscencias de ciertas semejanzas con el modelo latinoamericano con referencia a las tres variables socioeconómicas, ingreso, educación y ocupación, aunque los valores positivos del ACE, que indicarían que la población de altos niveles socioeconómicos reside en el área cercana al centro de la ciudad son relativamente bajos. Resaltan San Juan y Ponce, con valores de ACE alrededor de 0 en las tres variables, lo cual indicaría que existe una distribución uniforme de la población a través del territorio.

- En el transcurso de los últimos treinta años, de la década de 1970 al 2000, los cambios más relevantes en cuanto a patrón de las AMs de Puerto Rico se produjeron en Ponce y Mayagüez. Como se comentó en el Capítulo 1 según Schwirian y Rico-Velasco (1971) la distribución residencial en estas áreas metropolitanas respondía estrictamente al patrón latinoamericano, las clases sociales altas se localizaban en el área central de la trama urbana y la población de bajo nivel socioeconómico en la periferia. En el año 2000 los valores del ACE, muy cercanos a 0 evidencian un cambio

de patrón de asentamiento que, en términos de hipótesis, pudiera explicarse por la expansión de los sectores económicos en igual período. El estudio de la asociación entre ambos fenómenos, sería sugerente para establecer comparaciones en la evolución de los procesos de urbanización y desarrollo económico de Ponce, Mayagüez, así como de las restantes cuatro AMs.

Para futuros trabajos relacionados con la segregación residencial en Puerto Rico se pudieran hacer análisis en áreas geográficas más pequeñas como por ejemplo municipios específicos, y medir el impacto a otros niveles. Otra posibilidad, pudiera ser la utilización de otra unidad de análisis diferente al sector censal. En ambos casos cabe la posibilidad de que se pueda levantar evidencia que muestre diferencias en cuanto a los patrones de asentamiento de la población puertorriqueña y que ayude al establecimiento de políticas públicas más dirigidas a los sectores afectados.

Referencias

- Acevedo-García, D. K.A. Loncher, T.L. Osypuck & S.V. Subramanian. (2003, February). Future directions in residential segregation and the health research: A multilevel approach. *American Journal of Public Health* 93, 2: 215-222.
- Andic, Fuat M. (1964). El desarrollo económico y la distribución del ingreso en Puerto Rico. Banco Gubernamental de Fomento Para Puerto Rico: Serie de ensayos técnicos Banco de Fomento, Núm. 2.
- Arriagada Lucco, C. & J. Rodríguez Vignoli. (2003, octubre). Segregación residencial en áreas metropolitanas de América Latina: Magnitud, características, evolución e implicaciones de política. Serie: Población y desarrollo. Centro latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de población. Santiago de Chile 47: 1-73.
- Boswell, T.D. & A.D. Cruz-Báez (1997). Residential segregation by socioeconomic class in metropolitan Miami: 1990. *Urban geography* 18, 6: 474-496.
- Edward, O. L. (1970, mayo). Patterns of residential segregation within a metropolitan ghetto. *Demography* 7, 2: 185-193.
- Fong, E. & K. Shibuya. (2000, Nov.). The spatial separation of the poor in Canadian cities. *Demography* 37, 4: 449-459.

- Gama Torres, H., E. Marques, M. P. Ferreira & S. Bitar (2002, noviembre). Trabajo a ser presentado en mesa de trabajo en Spatial segregation and urban inequality in Latin America, Austin, p. 1-25.
- Hartshorn, T. A. (1992). *Interpreting the city: An urban geography*. 2 da ed. New York, USA: John Wiley & Sons, pp. 322-343.
- Jargowsky, P.A.. (1994). Ghetto poverty among blacks in the 1990's. *Journal of Policy Analysis and Management* 13: 288-310.
- Kasarda, J. D. (1993). Inner - city concentrated poverty and neighborhood distress: 1970-1990. *Housing Policy Debate* 4, 3: 253-302.
- López Rodríguez, José A. (2006). Características sociodemográficas y segregación socioeconómicas de la población residente en las Áreas Estadísticas Metropolitanas de Puerto Rico, 1990. Tesis de maestría no publicada, Universidad de Puerto Rico, Recinto de Ciencias Médicas.
- Macgregor, C. D.. (1988, noviembre-diciembre). Viviendas de alto costo. Comercio y Producción. p. 38
- Massey, D. (1996, Nov.). The ages of extremes: Concentrated affluence and poverty in the twenty-first century. *Demography* 33, 4: 395-412.
- _____. (1993). *American apartheid: Segregation and the making of the under class*. Cambridge: Harvard University Press.
- Massey, D., A. B. Gross & K. Shibuya (1994, junio). Migration, segregation, and the geographic concentration of poverty. *American Sociological Review* 59, 3: 425-445.
- Massey, D. & M. J. Fisher. (2003). The geography on inequality in the United States, 1950-2000. *Brookings-Warton Papers on Urban Affairs*. p. 1-40.
- Massey, D. & N. Denton. (1988, Dec.). The Dimensions of residential segregation. *Social Forces* 67, 2: 281-315.
- Massey, D. & M. L. Eggers. (1990). The ecology of inequality: Minorities and the concentration of poverty, 1970-1980. *American Journal of Sociology* 95, 1: 153-189.
- Mier Romeu, M. A. (1990, 17 de octubre). Paralizada la construcción de viviendas moderadas. *El Nuevo Día*, p. 55.
- Muñoz, H., O. de Oliveira & C. Stern. (1977). Migración y desigualdad social en la ciudad de México. México, DF: Universidad Nacional de México y Colegio de México.

- Olmeda, L. H.. (1996, julio). La industria de la construcción en el año 1994-1995. Planificación: Revista de la Junta de Planificación, p. 3-27.
- Olmeda, L. H.. (1999, marzo, c.). La industria de la construcción en el año 1994-1995. Planificación: Revista de la Junta de Planificación, p. 3-5.
- Olmeda, L. H.. (1998, julio, b.). La industria de la construcción en el año 1994-1995. Planificación: Revista de la Junta de Planificación, p. 7-8.
- Olmeda, L. H.. (1997, agosto, a.). La industria de la construcción en el año 1994-1995. Planificación: Revista de la Junta de Planificación, p. 7-8.
- Picó, R. (1962). Puerto Rico: Planificación y Acción. SanJuan, PR: Banco gubernamental de Fomento para Puerto Rico.
- Pinto da Cunha, J. M. (2002, septiembre). Urbanización, redistribución espacial de la población y transformaciones socioeconómicas en América Latina, Serie: Población y desarrollo, Proyecto regional de población 200-2003, CELADE-FNUAP, Santiago de Chile 30: p 1-55.
- Portes, A., C. Dore-Cabral, P. Landolt. Eds. (1997). The urban Caribbean: Transition to the new global economy. Baltimore: John Hopkins University Press.
- Ramos-Dalmau, Arturo (1994). Revisiting factorial ecology : modeling Puerto Rico's metropolitan areas in 1980. (Disertación doctoral no publicada, Colorado State University, 1994.). DAI-A 56/03, p. 1150, Sep 1995.
- Rodríguez Vignoli, J. (2001, agosto). Segregación residencial socioeconómica: qué es? Cómo se mide? Qué está pasando? Importa? Serie: Población y desarrollo. Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de población. Santiago de Chile 16: 1-77.
- Sabatini, F., G. Cáceres & J. Cerda (2001, Julio 26-28). Residential segregation pattern changes in main Chilean cities: Scale shift and increasing malignancy. En International Seminar on Segregation in the city. Trabajo presentado para un curso en el Lincoln Institute of Land Policy.
- Sawhill, I.V. (1988, septiembre). Poverty in the U.S.: Why is it so persistent? *Journal of Economic Literature* 26, 3: 1073-1119.
- Schnore, L. F.. (1964). Urban structure and suburban selectivity. *Demography* 1, 1: 164-176.
- Schwirian, K. y J. Rico-Velasco. (1971, February). The residential distribution of status group in Puerto Rico's Metropolitan areas. *Demography* 8, 1: 81-90.
- Severino, C. La posición de la capital San Juan en la estructura territorial de la economía de Puerto Rico. Resumen de la disertación doctoral sometida a la Universidad von Humboldt de Berlín en julio de 1993.

- Severino, C.. Los procesos de urbanización y metropolización de San Juan: Factores principales del consumo del espacio y de la configuración territorial de la sociedad puertorriqueña. Proyecto Universitario Sobre el Futuro Económico de Puerto Rico. 315 – 343.
- Sidney, M. S. (2001). Images of race, class, and markets: rethinking the origin of U. S. Fair Housing Policy. *Journal of Policy History* 13, 2:181-214.
- Sotomayor, O.J. (1998). Poverty and income inequality in Puerto Rico, 1970-1990. San Juan, Puerto Rico: Centro de Investigaciones Sociales , UPR.
- U.S. Census Bureau. (1990, 2000). Census of Population and Housing. SF 3
- U.S. Census Bureau. (2000). Apendix B: Housing patterns. P. 1-8.
- Wilson, W. J. (1987). The thruly disvantaged: The inner city, the underclass, and public policy. Chicago, Il: University of Chicago Press.
- Wells, H. (1972). La modernización de Puerto Rico: Un análisis político de valores e instituciones en proceso de cambio. (P. G. Zalazar Trad.). San Juan, Puerto Rico: Editorial universitaria.

Nacidos en Puerto Rico: Características de los que residen en la Isla y de los que emigraron, 2005-2009¹

Manuel Pérez-Muñiz, M.S.² & Ana Luisa Dávila-Román Ph. D.³

Formas de citar: Pérez-Muñiz, M. & Dávila-Román, Ana L. (2012). Nacidos en Puerto Rico : Características de los que residen en la Isla y de los que emigraron, 2005-2009. *CIDE Digital* 3(1-2),93-108. Recuperado de <http://soph.md.rcm.upr.edu/demo/index.php/cide-digital/publicaciones>.

Resumen: **Objetivos.** *Examinar las características sociodemográficas y económicas de la población nacida en Puerto Rico residente en la Isla y en los cinco estados con mayor proporción de emigrantes puertorriqueños. Comparar las características sociodemográficas y económicas de la población nacida en Puerto Rico que reside en la Isla y aquella que emigró a los Estados Unidos y que durante el período de 2005-2009 residía en Nueva York, Florida, Connecticut, Nueva Jersey y Massachusetts.*

Métodos. *El estudio fue de carácter descriptivo y las fuentes de información utilizadas fueron: el Archivo de Microdatos para Uso Público (PUMS) de la Encuesta de la Comunidad Americana y la de Puerto Rico del período de 2005-2009.*

Resultados. *Las poblaciones con mayor proporción de nacidos en Puerto Rico en edades de 0-14 se encontraron en la Isla (21.6%) y en Massachusetts (10.5%), mientras que en el grupo de 65 años y más destacaron los residentes en Nueva York (27.4%), Florida (17.5%) y Nueva Jersey (17.5%). Las tasas de empleo más altas se observaron en Florida (53.4%), seguido por Nueva Jersey (50.4%) y Connecticut (50.2%). Descolló Puerto Rico con una tasa de desempleo de 16.4%, seguido por Massachusetts con 15.1%. La tasa de participación laboral superior se observó en Florida (58.9%), seguido por Connecticut (58.4%). Los nacidos en Puerto Rico residentes en la Isla exhibieron un porcentaje en pobreza superior (45.6%), seguidos por su contraparte en Massachusetts (41.6%). Las proporciones más altas de población nacida en Puerto Rico con algún grado universitario fueron observadas en Florida (41.7%), seguida por Puerto Rico (38.4%), mientras que las más bajas se notaron en Nueva York (20.4%) y Connecticut (20.9%).*

Conclusiones. *La población de nacidos en Puerto Rico residente en el estado de la Florida presentó los indicadores más sobresalientes en términos de educación, participación laboral y empleo, así como menor tasa de desempleo y proporción en pobreza para el período de 2005-2009, seguida por la población en Nueva Jersey. La población bajo estudio en el estado de Nueva York contó con la estructura de edad más vieja. Los nativos y residentes en la Isla resaltaron por los altos valores en tasa de desempleo y en pobreza, unidos a un alto por ciento de personas con grado*

¹ Presentado en formato de cartel en el 32^{do} Foro Anual de Investigación y Educación del Recinto de Ciencias Médicas -UPR, marzo, 2012.

² Demógrafo. Egresado del Programa Graduado de Demografía, Departamento de Ciencias Sociales, Escuela Graduada de Salud Pública, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico. Email: manuel.perez1@upr.edu.

³ Catedrática, Programa Graduado de Demografía, Departamento de Ciencias Sociales, Escuela Graduada de Salud Pública, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico.

universitario. La población de interés en Massachusetts obtuvo los valores más altos en pobreza para el grupo de edad joven. En Connecticut se notó una proporción baja de puertorriqueños con algún grado universitario. Los grupos de edades más jóvenes (0-14) y los más viejos (65+) fueron los que presentaron el nivel de pobreza mayor, dato coincidente para todos los estados bajo estudio y Puerto Rico. En Puerto Rico y Nueva York menos de la mitad de la población en edad productiva participaba en la fuerza laboral. Las características examinadas colocan a la población de nacidos en Puerto Rico residentes en la Florida en una posición privilegiada en comparación con las otras poblaciones bajo estudio. Las poblaciones analizadas mostraron gran heterogeneidad en sus características sociodemográficas, aspecto que coloca a estos grupos en posiciones diferentes en términos de los determinantes sociales de su salud.

Palabras clave: emigración, características sociodemográficas de los emigrantes puertorriqueños, los puertorriqueños en Estados Unidos, Puerto Rico.

Introducción

El intenso volumen emigratorio de puertorriqueños hacia Estados Unidos en busca de mejores oportunidades económicas ha generado interés en el estudio del fenómeno. La diversidad en atributos de la población nacida en Puerto Rico que reside en la Isla y la de los emigrantes coloca a estos grupos en posiciones diferentes en términos de los determinantes sociales de su salud. Son escasos los estudios que consideran exclusivamente a la población nacida en Puerto Rico que se encuentra residiendo en Estados Unidos. Este estudio sentó el precedente al utilizar únicamente a la población puertorriqueña definida por lugar de nacimiento para ser comparada por estado de residencia y con su contraparte en la Isla. La investigación tuvo como objetivo examinar las características sociodemográficas y económicas de la población nacida en Puerto Rico y comparar las características sociodemográficas y económicas entre la población nacida en Puerto Rico que reside en la Isla y aquella que emigró a los Estados Unidos y que durante el período de 2005-2009 residía en Nueva York, Florida, Connecticut, Nueva Jersey y Massachusetts.

Metodología

El estudio fue de carácter descriptivo con un diseño transversal. Las fuentes de información utilizadas fueron: el Archivo de Microdatos para Uso Público (PUMS) de la Encuesta de la Comunidad Americana y la de Puerto Rico del período de 2005-2009. La población estudiada fue compuesta por las personas no institucionalizadas nacidas en Puerto Rico que se encontraban residiendo en la Isla y en los estados con mayor

proporción de nativos de Puerto Rico: Connecticut, Florida, Nueva York, Nueva Jersey y Massachusetts, durante el período de 2005-2009.

Resultados

- Las poblaciones con mayor proporción de nacidos en Puerto Rico en edades de 0 a 14 años se encontraron en la Isla (21.6%) y en Massachusetts (10.5%).
- Las poblaciones de nativos de Puerto Rico con mayor proporción en el grupo de 65 años y más correspondieron a los residentes de Nueva York (27.4%), Florida (17.5%) y Nueva Jersey (17.5%).
- Las tasas de empleo más altas se observaron para las poblaciones de nacidos en Puerto Rico que residían en Florida (53.4%), seguido por Nueva Jersey (50.4%) y Connecticut (50.2%).
- En Puerto Rico sobresalió la tasa de desempleo superior con 16.4%, seguido por Massachusetts con 15.1% y Connecticut con 13.9%. En Puerto Rico y Nueva York menos de la mitad de la población en edad productiva participaba en la fuerza laboral.
- En todos los estados bajo estudio y Puerto Rico, la participación en la fuerza trabajadora desciende con la edad, registrándose la tasa de participación laboral mayor en Florida (58.9%), seguido por Connecticut (58.4%).
- Los nacidos en Puerto Rico residentes en la Isla mostraron un porcentaje en pobreza superior (45.6%), seguidos por los residentes en Massachusetts (41.6%) y Nueva York (32.8%).
- Los grupos de edades más jóvenes (0-14) y los más viejos (65+) fueron los que presentaron el nivel de pobreza mayor, dato coincidente para todos los estados bajo estudio y Puerto Rico.

- Respecto a las edades jóvenes (0–14), Massachusetts (64.1%) y Connecticut (62.4%) exhibieron los por cientos más altos de población en pobreza.
- La pobreza en las edades viejas (65+) se manifestó en mayor proporción en la población nativa de la Isla residente en Puerto Rico (43.4%), seguida por la de Massachusetts (41.1%).
- El mayor nivel de pobreza en la población femenina se observó para las residentes de Nueva York, Puerto Rico y Massachusetts, mientras que para la población masculina correspondió a los residentes de Puerto Rico, Connecticut y Massachusetts.
- El nivel de educación promedio alcanzado por las poblaciones de nacidos en Puerto Rico fue décimo grado, excepto para los residentes en la Isla y en Florida, quienes mostraron valores promedios superiores al undécimo y duodécimo grado respectivamente.
- Las proporciones más altas de población nacida en Puerto Rico con algún grado universitario, se observaron en Florida (41.7%), seguido por Puerto Rico (38.4%), mientras que las más bajas se notaron en Nueva York (20.4%) y Connecticut (20.9%).
- Entre la población con algún grado universitario, las mujeres superaron a los hombres en todos los grupos de edad, excepto en el grupo de 65 años y más que reside en Massachusetts y Puerto Rico.

Gráfico 1. Estructura por edad y sexo para la población nacida en Puerto Rico residente en la Isla: 2005-2009

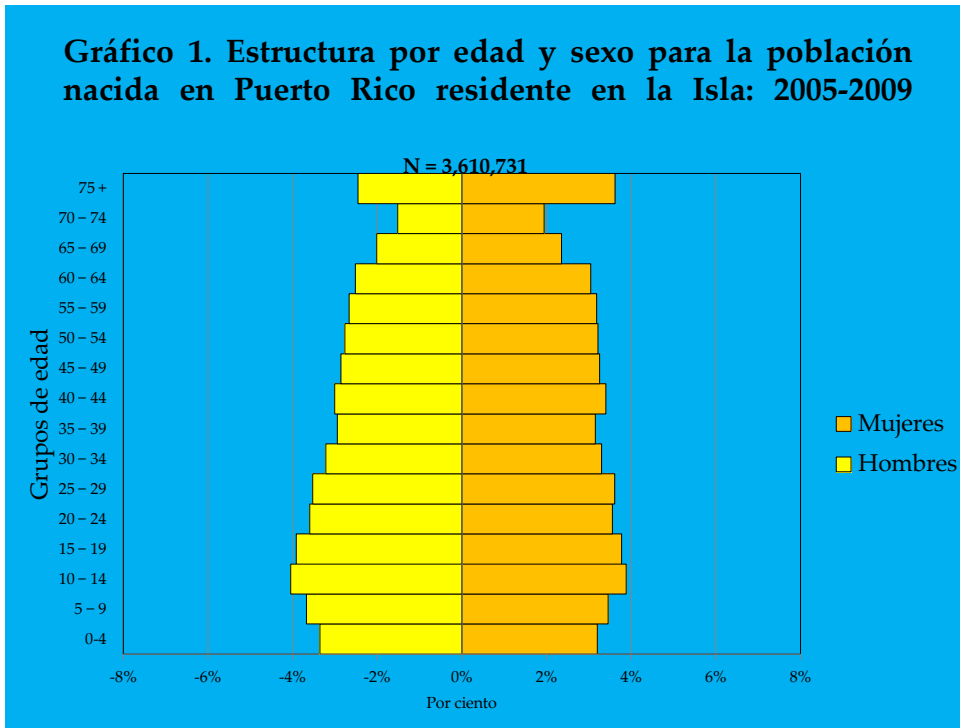


Gráfico 2. Estructura por edad y sexo para la población nacida en Puerto Rico residente en Florida: 2005-2009

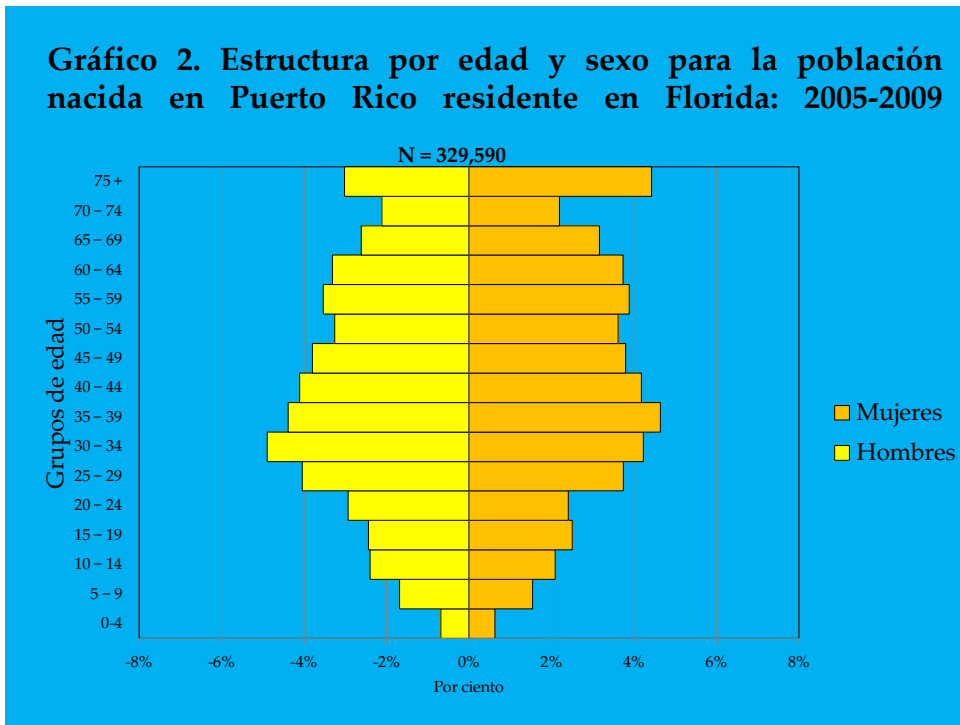


Gráfico 3. Estructura por edad y sexo para la población nacida en Puerto Rico residente en Nueva York: 2005-2009

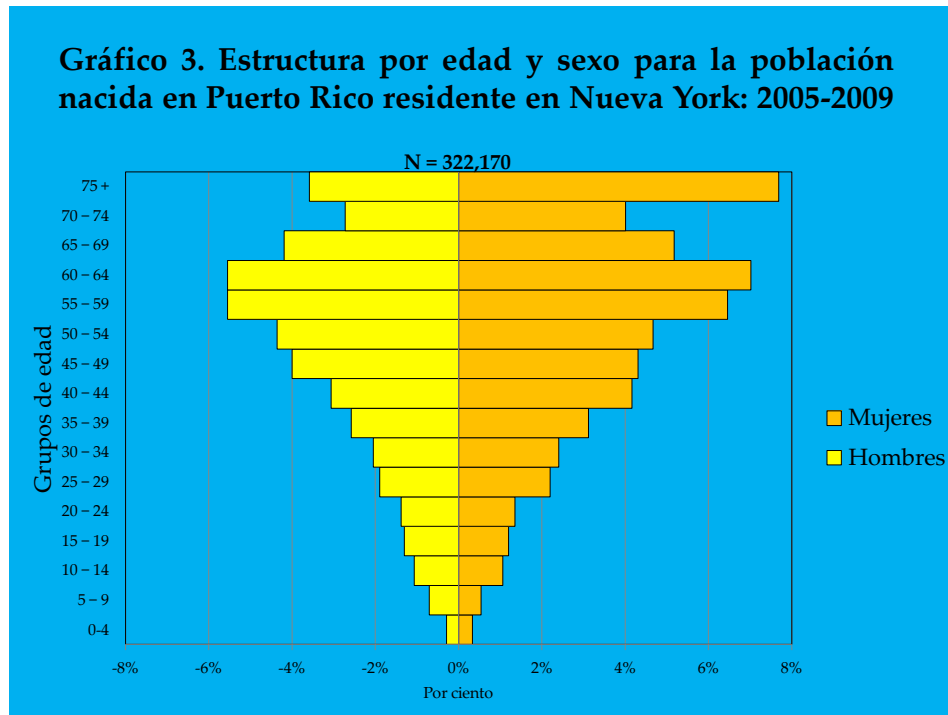


Gráfico 4. Estructura por edad y sexo para la población nacida en Puerto Rico residente en Connecticut: 2005-2009

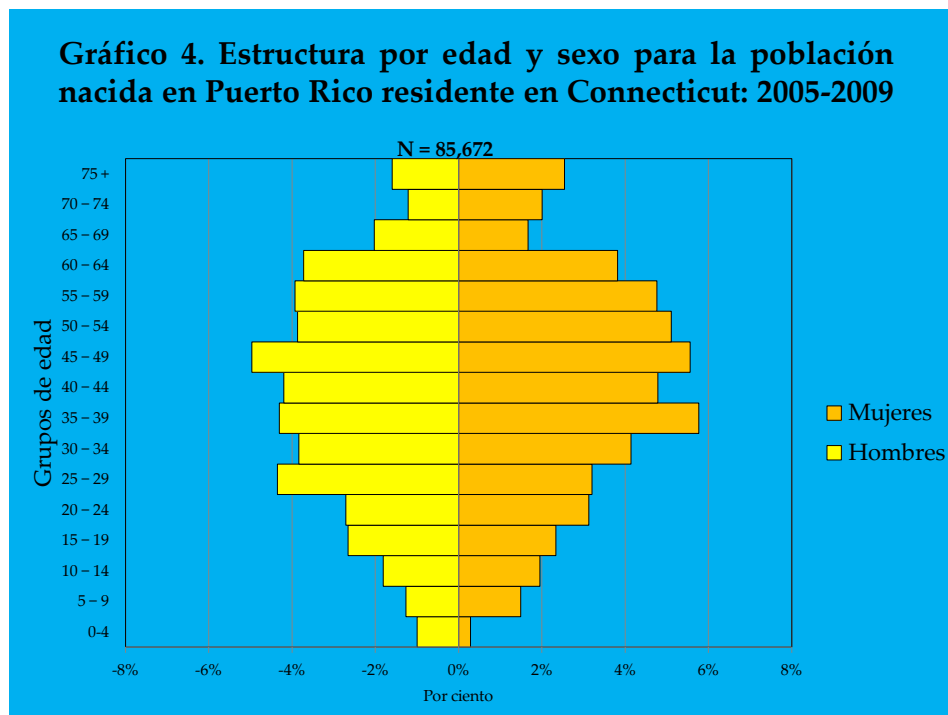


Gráfico 5. Estructura por edad y sexo para la población nacida en Puerto Rico residente en Nueva Jersey: 2005-2009

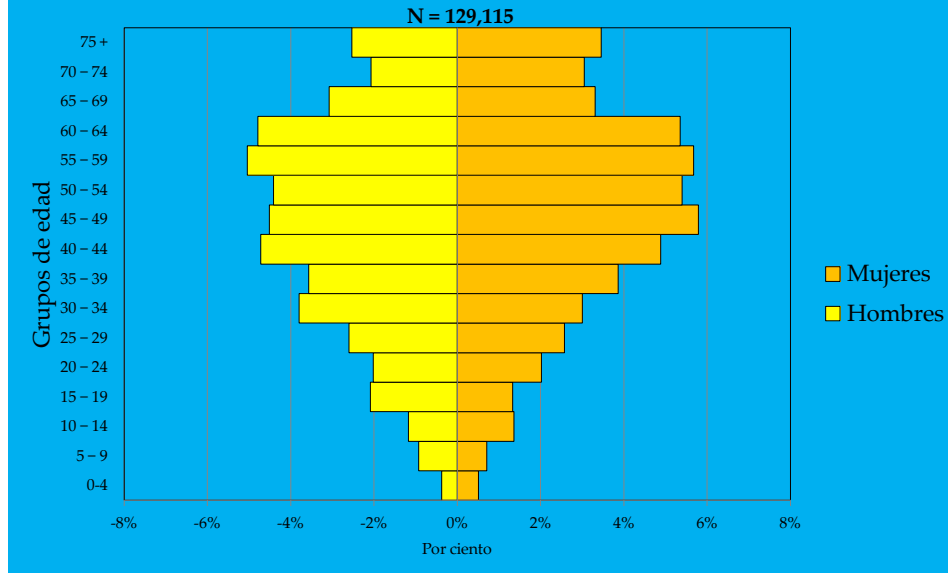


Gráfico 6. Estructura por edad y sexo para la población nacida en Puerto Rico residente en Massachusetts: 2005-2009

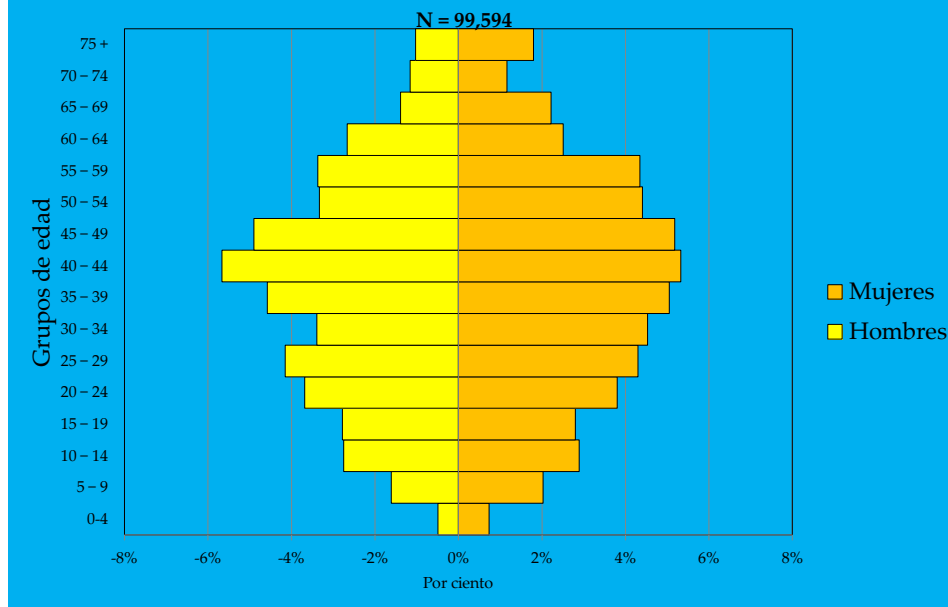


Gráfico 7. Por ciento de la población nacida en Puerto Rico en pobreza: 2005-2009

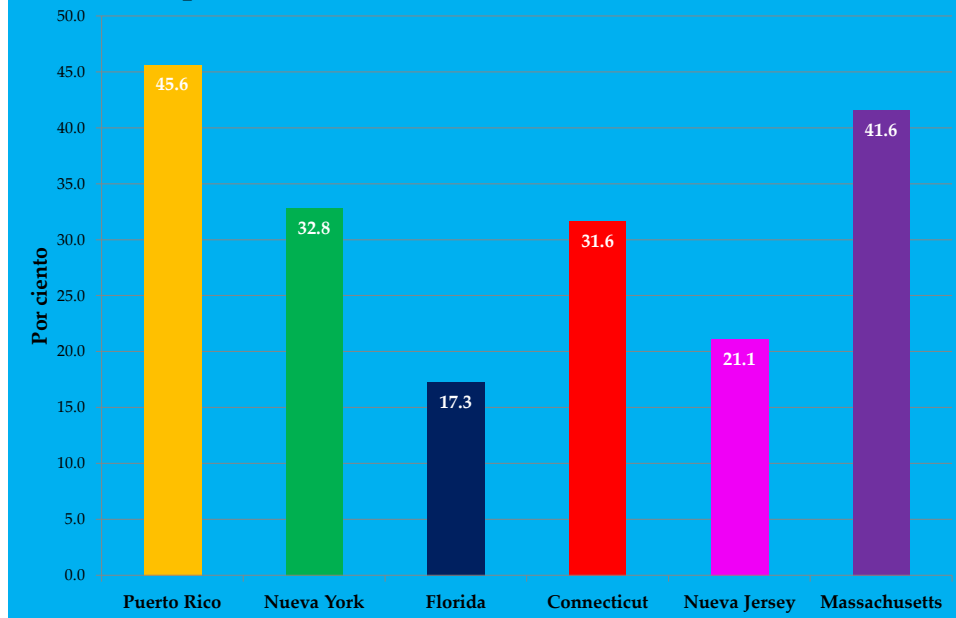


Gráfico 8. Por ciento de la población nacida en Puerto Rico en pobreza por amplios grupos de edad: 2005-2009

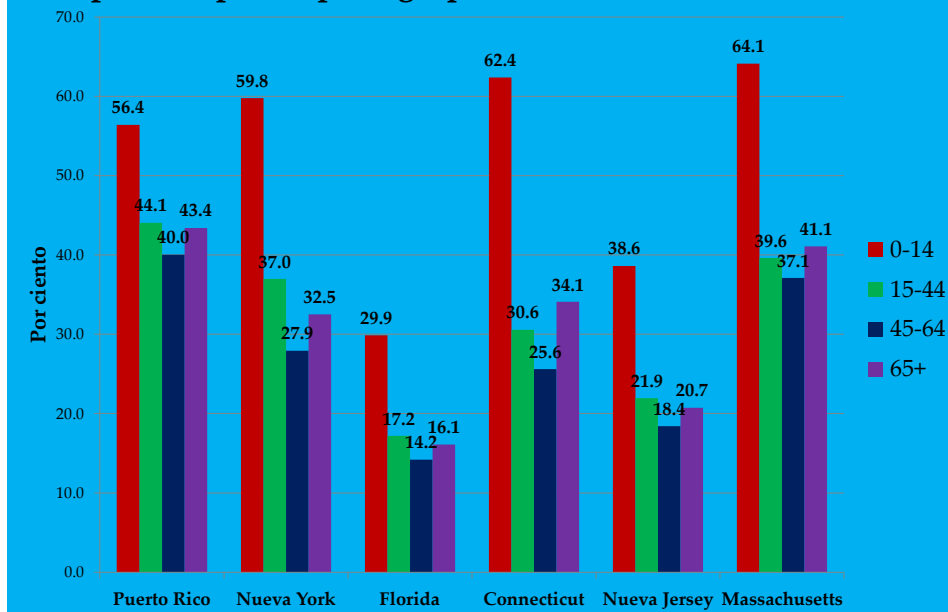


Gráfico 9. Por ciento de la población masculina nacida en Puerto Rico en pobreza por amplios grupos de edad: 2005-2009

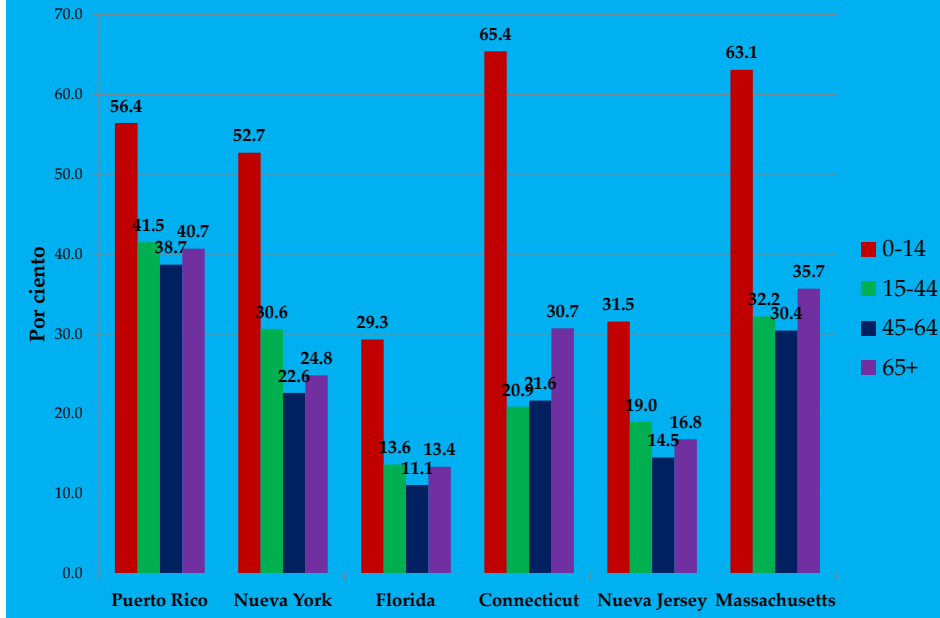


Gráfico 10. Por ciento de la población femenina nacida en Puerto Rico en pobreza por amplios grupos de edad: 2005-2009

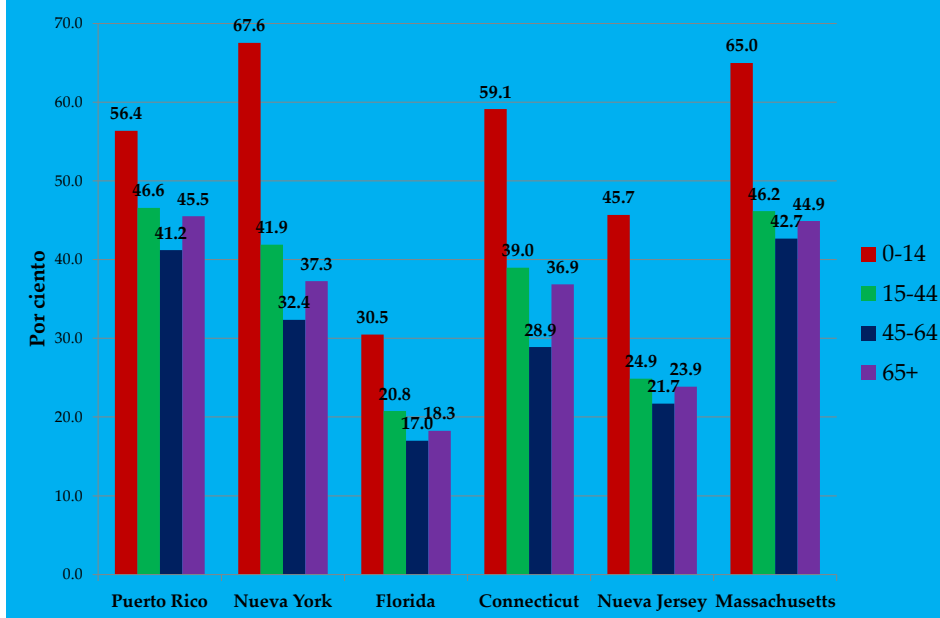


Gráfico 11. Promedio de años de escuela completados de la población total de 25 años y más nacida en Puerto Rico por lugar de residencia: 2005-2009

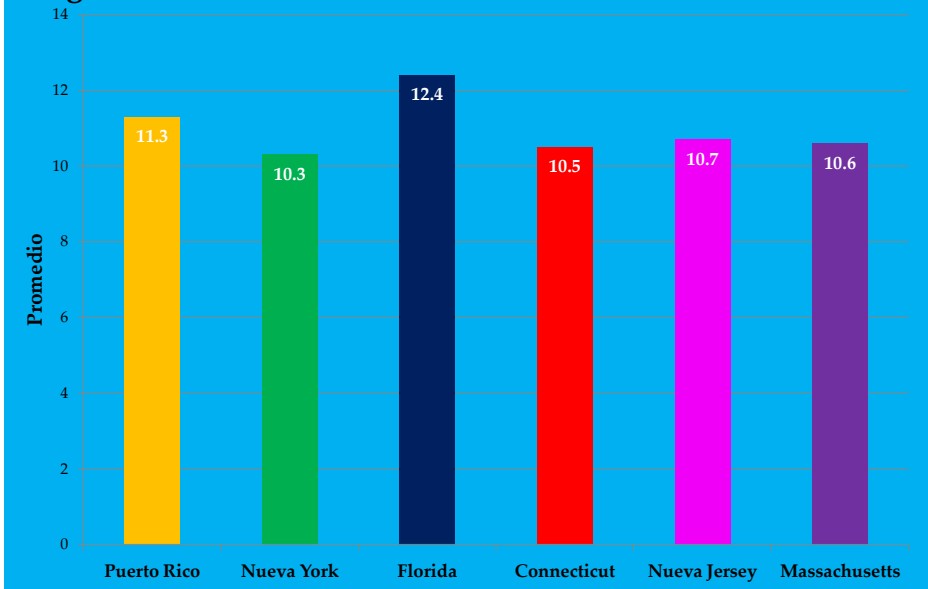


Gráfico 12. Por ciento de la población total de 25 años y más nacida en Puerto Rico con algún grado universitario por lugar de residencia: 2005-2009

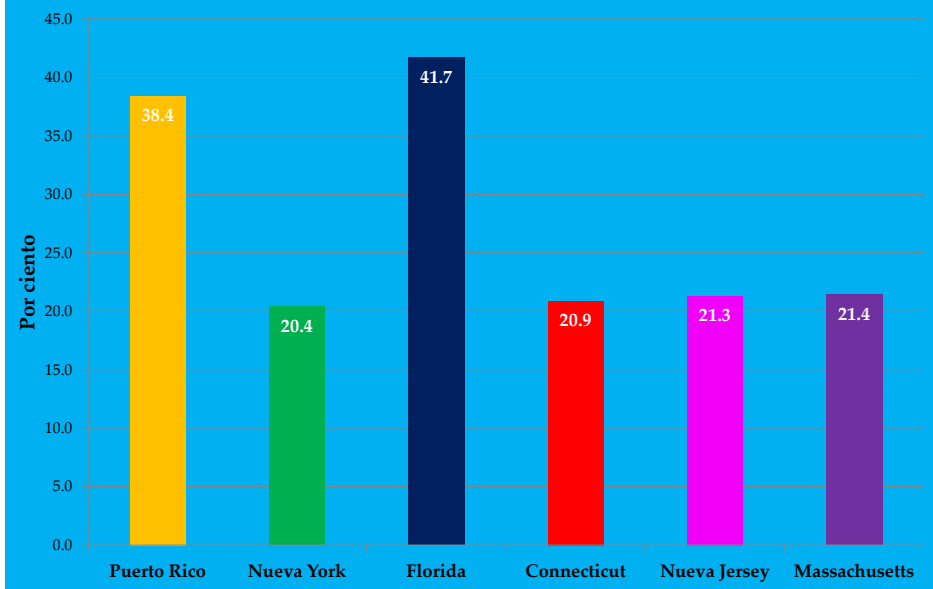


Gráfico 13. Distribución porcentual de la población de 16 años y más nacida en Puerto Rico residente en la Isla por participación en la fuerza trabajadora civil y tasa de empleo y desempleo: 2005-2009

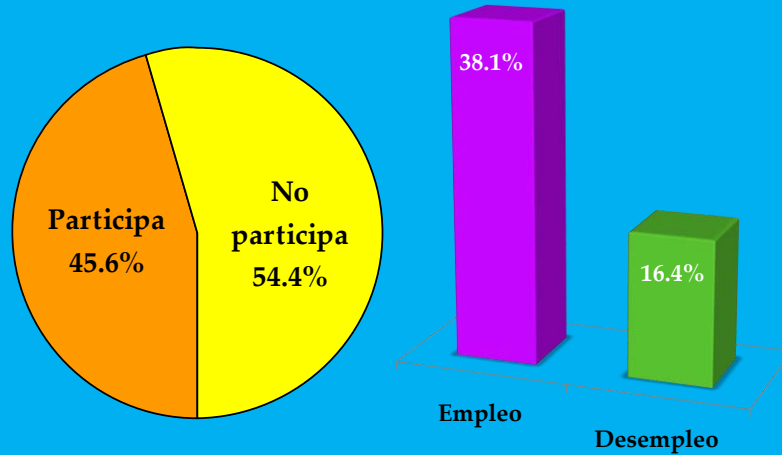


Gráfico 14. Distribución porcentual de la población de 16 años y más nacida en Puerto Rico residente en Florida por participación en la fuerza trabajadora civil y tasa de empleo y desempleo: 2005-2009

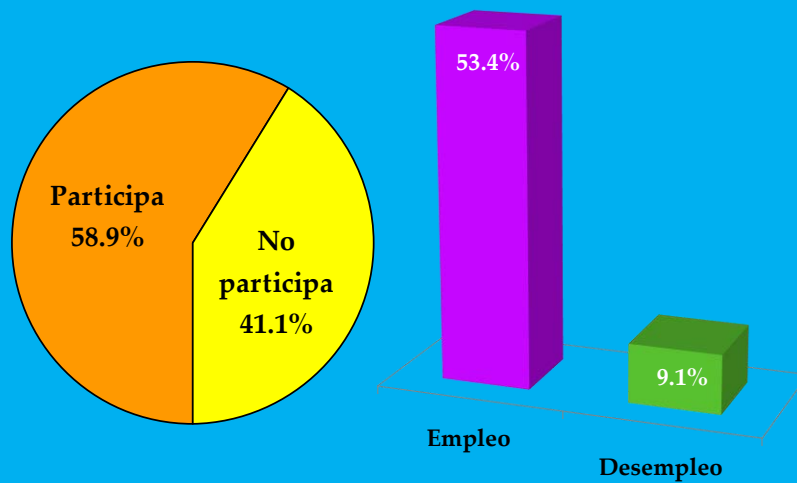


Gráfico 15. Distribución porcentual de la población de 16 años y más nacida en Puerto Rico residente en Nueva York por participación en la fuerza trabajadora civil y tasa de empleo y desempleo: 2005-2009

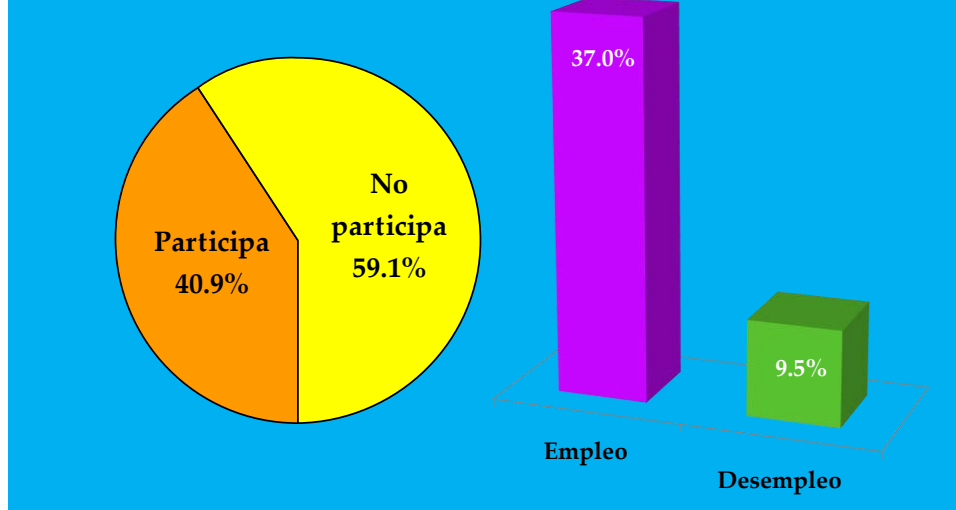


Gráfico 16. Distribución porcentual de la población de 16 años y más nacida en Puerto Rico residente en Connecticut por participación en la fuerza trabajadora civil y tasa de empleo y desempleo: 2005-2009

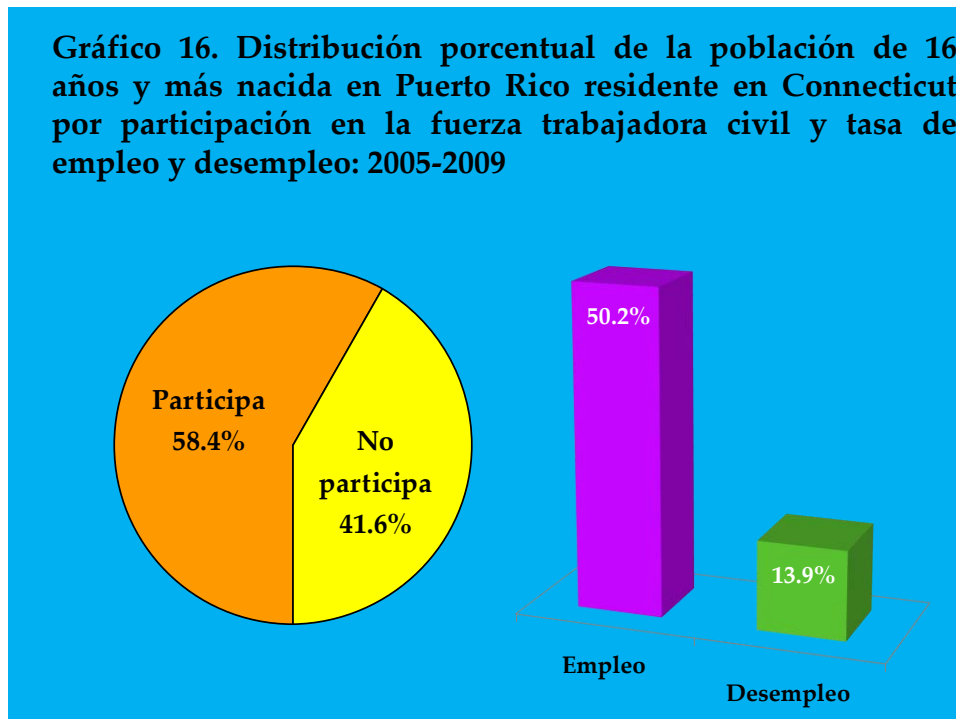


Gráfico 17. Distribución porcentual de la población de 16 años y más nacida en Puerto Rico residente en Nueva Jersey por participación en la fuerza trabajadora civil y tasa de empleo y desempleo: 2005-2009

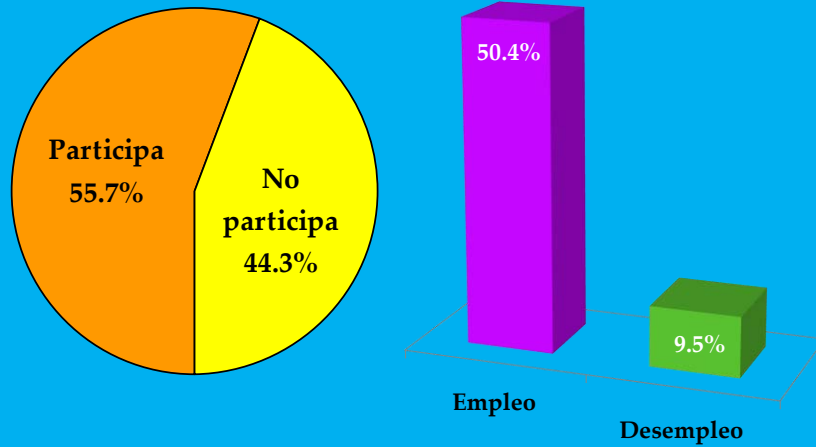
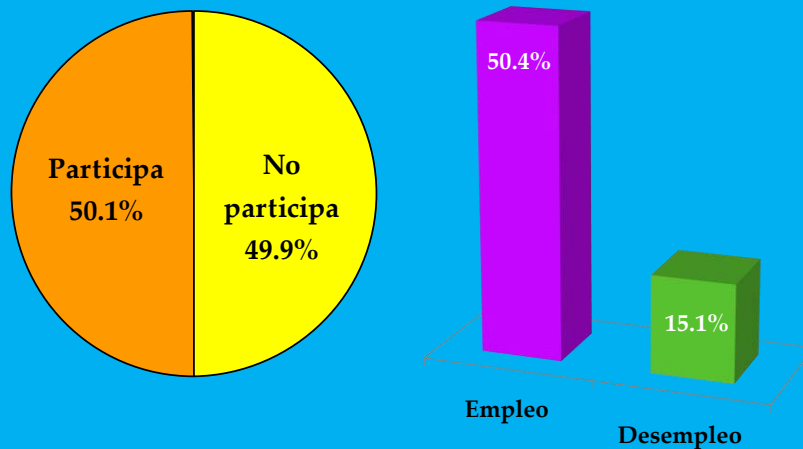


Gráfico 18. Distribución porcentual de la población de 16 años y más nacida en Puerto Rico residente en Massachusetts por participación en la fuerza trabajadora civil y tasa de empleo y desempleo: 2005-2009



Conclusiones

Las características sociodemográficas de los nacidos en Puerto Rico residentes en los Estados Unidos difieren entre los estados examinados y la Isla. La población de nacidos en Puerto Rico residentes en el estado de la Florida presentó los indicadores más sobresalientes en términos de educación, participación laboral y empleo. Esta población también contó con la menor tasa de desempleo y la menor proporción de pobreza para el período de 2005-2009. La población nacida en Puerto Rico residente en Massachusetts obtuvo los valores más altos en pobreza para el grupo de edad joven. La población nacida en Puerto Rico residente en la Isla obtuvo valores diversos, sin embargo, resaltaron los altos valores en tasa de desempleo y en pobreza, así como un alto por ciento de personas con grado universitario. La población de Nueva Jersey fue la segunda en obtener indicadores sobresalientes en tasas de empleo, participación laboral, así como indicadores bajos en pobreza y desempleo, luego de Florida. La población de Connecticut mostró una proporción baja con grado universitario. La población de Nueva York es la de la estructura de edad más vieja con una mediana de 55 años.

Las características examinadas colocaron a la población de nacidos en Puerto Rico residentes en la Florida en una posición privilegiada en comparación con las otras poblaciones bajo estudio. Las poblaciones analizadas muestran gran heterogeneidad en sus características sociodemográficas, aspecto que coloca a estos grupos en posiciones diferentes

Referencias

- Collazo, S. G., Ryan, C. L. & Bauman K. J. (2010). *Profile of the Puerto Rican Population in United States and Puerto Rico: 2008*. Dallas, TX: Annual Meeting of the Population Association of America.
- Duany, J. (2011). *Blurred Borders: Transnational Migration between the Hispanic Caribbean and the United States*. North Carolina: The University of North Carolina Press.
- Siegel, J. S. & Swanson, D. A. (2004). *The Methods and Materials of Demography*. San Diego, California: Elsevier Academic Press.
- U.S. Census Bureau (2009). "A Compass for Understanding and Using American Community Survey Data: What PUMS Data User Need to Know". Recuperado de <http://www.census.gov/acs/www/Downloads/handbooks/ACSPUMS.pdf>
- Vargas-Ramos, C. (2006). *Settlement Patterns and Residential Segregation of Puerto Ricans in the United States*. Centro de Estudios Puertorriqueños. New York, NY: Centro de Estudios Puertorriqueños, Hunter College, CUNY.
- Vázquez-Calzada, J. L. (1978). La Migración Externa. En *La población de Puerto Rico y su trayectoria histórica*. (pp. 274-320). San Juan, PR: Universidad de Puerto Rico.

Nacidos en Puerto Rico: Características de los que residen en la Isla y los que emigraron, 2005-2009

Manuel Pérez-Muñiz, MS.C. & Ana-Luisa Dávila, Ph.D.
Programa Graduado de Demografía
Universidad de Puerto Rico, Recinto de Ciencias Médicas

Resumen

El gran volumen emigratorio de puertorriqueños hacia EE.UU. en busca de mejores oportunidades económicas ha generado interés en el estudio del fenómeno. La diversidad en atributos de la población nacida en Puerto Rico que reside en la Isla y la de los emigrantes coloca a estos grupos en posiciones diferentes en términos de los determinantes sociales de su salud. El objetivo del estudio fue examinar de manera descriptiva las características sociodemográficas y económicas de la población nacida en PR, que reside en la Isla y aquella que emigró a EE.UU. La población estudiada incluyó los estados con mayor proporción de nacidos en la Isla: Connecticut, Florida, Nueva York, Nueva Jersey y Massachusetts. Las fuentes de datos utilizadas fueron el Archivo de Microdatos para Uso Público de la Encuesta de la Comunidad Americana y la de PR, del 2005-2009. Los nativos de la Isla residentes en Florida presentan los indicadores más sobresalientes, seguidos por los de Nueva Jersey. La población de Massachusetts obtuvo valores altos en pobreza para el grupo de edad joven. Los residentes de la Isla presentaron valores altos en tasa de desempleo y en pobreza, así como un alto por ciento con grado universitario. La población de Connecticut obtuvo la menor proporción con grado universitario, mientras que la de Nueva York cuenta con la estructura de edad más joven, con una mediana de 35 años. La disparidad observada en las características de la población nacida en la Isla influye en el estado de bienestar de estos grupos.

Introducción

El incremento en la emigración en busca de mejores oportunidades económicas ha generado interés en el estudio del fenómeno. La diversidad en atributos de la población nacida en Puerto Rico que reside en la Isla y la de los emigrantes coloca a estos grupos en posiciones diferentes en términos de los determinantes sociales de su salud.

Son raras los estudios que han considerado exclusivamente a la población nacida en Puerto Rico que se encuentra residiendo en Estados Unidos para ser comparada por estado de residencia y con su contraparte en la Isla.

Objetivos

• Examinar las características sociodemográficas y económicas de la población nacida en Puerto Rico.

• Comparar las características sociodemográficas y económicas entre la población nacida en Puerto Rico que reside en la Isla y aquella que emigró a los Estados Unidos.

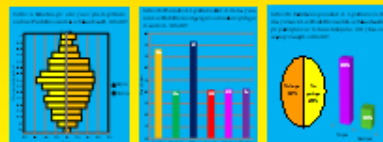
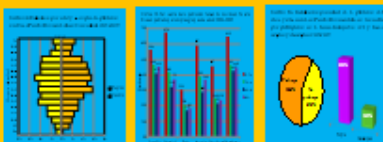
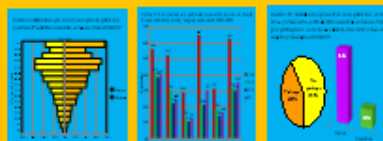
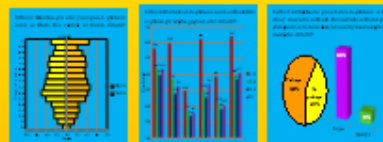
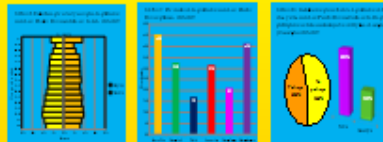
Metodología

• El presente estudio fue de carácter descriptivo.

• Las fuentes de información utilizadas fueron: el Archivo de Microdatos para Uso Público (PLMS) de la Encuesta de la Comunidad Americana y la de Puerto Rico del periodo de 2005-2009.

• La población estudiada fue compuesta por las personas no institucionales nacidas en Puerto Rico que se encuentran residiendo en la Isla y en los estados con mayor proporción de nativos de Puerto Rico: Connecticut, Florida, Nueva York, Nueva Jersey y Massachusetts, durante el periodo de 2005-2009.

Resultados



Referencias

- Collazo, S. G., Ryan, C. L. & Swanson, K. J. (2010). *Profile of the Puerto Rican Population in United States and Puerto Rico 2010*. Dallas, TX: Annual Meeting of the Population Association of America.
- Quain, J. (2011). *Shared Borders, Transnational Migration between the Hispanic Caribbees and the United States*. North Carolina: The University of North Carolina Press.
- Siegal, J. S. & Swanson, D. A. (2006). *The Methods and Materials of Demography*. San Diego, California: Elsevier Academic Press.
- U.S. Census Bureau (2009). "A Compass for Understanding and Using American Community Survey Data: What PLMS Data User Need to Know". Recuperado de: <http://www.census.gov/acs/www/DownloadDataAndBooks/ACSPLMS.pdf>

Hallazgos Generales

• Las poblaciones con mayor proporción de nacidos en Puerto Rico en edades de 0-14 se encuentran en la Isla (21.6%) y en Massachusetts (10.9%).

• Las poblaciones de nativos de Puerto Rico con mayor proporción en el grupo de 65 años y más correspondieron a los residentes de Nueva York (27.4%), Florida (17.5%) y Nueva Jersey (17.5%).

• La tasa de empleo más alta se observaron para las poblaciones de nacidos en Puerto Rico que residen en Florida (53.4), seguido por Nueva Jersey (50.4%) y Connecticut (50.2%).

• Puerto Rico exhibió la tasa de desempleo más alta con 16.4% seguido por Massachusetts con 15.1% y Connecticut con 15.9%. En Puerto Rico y Nueva York menos de la mitad de la población en edad productiva participa en la fuerza laboral.

• En todos los estados bajo estudio y Puerto Rico, la participación en la fuerza trabajadora disminuye con la edad registrándose la mayor tasa de participación laboral en Florida (55.9%), seguido por Connecticut (55.4%).

• Los nacidos en Puerto Rico residentes en la Isla tienen el porcentaje de pobreza superior (45.6%), seguidos aquellos que residen en Massachusetts (41.6%) y Nueva York (32.5%).

• Los grupos de edades más jóvenes (0-14) y los más viejos (65+) fueron los que presentaron el nivel de pobreza mayor dato consistente para todos los estados bajo estudio y Puerto Rico.

• En términos de las edades jóvenes (0-14), Massachusetts (64.1%) y Connecticut (62.4%) obtuvieron los por ciento más altos de población en pobreza.

• La pobreza en las edades viejas (65+) se manifestó en mayor proporción en la población nativa de la Isla residente en Puerto Rico (43.4%), seguida por la de Massachusetts (41.1%).

• El nivel de pobreza superior en la población femenina se observó para los residentes de Nueva York, Puerto Rico y Massachusetts, mientras que para la población masculina correspondió a los residentes de Puerto Rico, Connecticut y Massachusetts.

• El nivel de educación promedio alcanzado por las poblaciones de nacidos en Puerto Rico fue décimo grado, excepto para los residentes en la Isla y en Florida, quienes mostraron valores promedio superiores al undécimo y duodécimo grado respectivamente.

• Las proporciones más altas de población nacida en Puerto Rico con algún grado universitario, se observaron en Florida (41.7%), seguido por Puerto Rico (38.4%), mientras que las más bajas se notaron en Nueva York (20.4%) y Connecticut (20.9%).

• Entre la población con algún grado universitario, las mujeres superan a los hombres en todos los grupos de edad, excepto en el grupo de 65 años y más que reside en Massachusetts y Puerto Rico.

Conclusiones

Las características sociodemográficas de los nacidos en Puerto Rico residentes en los Estados Unidos difieren entre los estados examinados y la Isla. La población de nacidos en Puerto Rico residentes en el estado de la Florida presenta los indicadores más sobresalientes en términos de educación, participación laboral y empleo. Esta población también cuenta con la menor tasa de desempleo y la menor proporción de pobreza para el periodo de 2005-2009. La población nacida en Puerto Rico residente en Massachusetts obtuvo los valores más altos en pobreza para el grupo de edad joven. La población nacida en Puerto Rico residente en la Isla obtuvo valores diversos, sin embargo, resaltan los altos valores en tasa de desempleo y en pobreza, así como un alto por ciento de personas con grado universitario. La población de Nueva Jersey fue la segunda en obtener indicadores sobresalientes en tasa de empleo, participación laboral así como indicadores bajos en pobreza y desempleo, luego de Florida. La población de Connecticut mostró una proporción baja con grado universitario. La población de Nueva York es la de la estructura de edad más vieja con una mediana de 35 años.

Las características examinadas colocan a la población de nacidos en Puerto Rico residentes en la Florida en una posición privilegiada en comparación con las otras poblaciones bajo estudio. Las poblaciones analizadas muestran gran heterogeneidad en sus características sociodemográficas, aspecto que coloca a cada grupo en posiciones diferentes en términos de los determinantes sociales de su salud.



Distribución geográfica de la seguridad alimentaria en Puerto Rico, 2005-2009¹

María A. Rosario-Mejías, B.S.A.² & Ana L. Dávila-Román Ph. D.³

Formas de citar: Rosario-Mejías, María A. & Dávila-Román, Ana L. (2012). Distribución geográfica de la seguridad alimentaria en Puerto Rico, 2005-2009. *CIDE Digital* 3(1-2),109-118. Recuperado de <http://soph.md.rcm.upr.edu/demo/index.php/cide-digital/publicaciones>.

Resumen:

Objetivo: *Este estudio tiene como objetivo el avalúo del estado relativo de seguridad alimentaria en los municipios de Puerto Rico a través del uso de indicadores socio-demográficos.*

Método: *Los datos fueron obtenidos de la Encuesta de la Comunidad de Puerto Rico, 2005-2009. Algunos de los indicadores utilizados fueron: nivel de pobreza, tasa de desempleo, por ciento de dependientes (menores de 15 años y mayores de 65 años), familias monoparentales, vehículos en el hogar, entre otros. A través del análisis de cuartiles se identificaron los municipios con mayor riesgo en cada indicador. Luego se combinaron los indicadores para generar un valor que represente el estado de seguridad alimentaria de cada municipio.*

Resultados: *Los municipios con peor seguridad alimentaria fueron Ciales, Orocovi y Salinas, mientras que los municipios con mejor seguridad alimentaria fueron Guaynabo, Trujillo Alto y Toa Alta.*

Conclusión: *Aquellos municipios que forman parte del área estadística metropolitana de San Juan, según establecida por el Negociado del Censo, cuentan con mayores ingresos y educación lo que contribuye a un mejor acceso y elección de alimentos; era de esperarse que los municipios con mejor seguridad alimentaria se concentraran en esta región.*

Palabras clave: seguridad alimentaria, índice demográficos, Puerto Rico.

Introducción

Según la Organización para la Alimentación y la Agricultura (FAO) la seguridad alimentaria existe cuando todas las personas tienen, en todo momento, acceso físico, social y económico a alimentos suficientes, inocuos y nutritivos que satisfacen sus

¹ Presentado en formato de cartel en el 32^{do} Foro Anual de Investigación y Educación del Recinto de Ciencias Médicas -UPR, marzo 2012.

² Estudiantes de primer año, Programa Graduado de Demografía, Departamento de Ciencias Sociales, Escuela Graduada de Salud Pública, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico. Email: maria.rosario1@upr.edu.

³ Catedrática, Programa Graduado de Demografía, Departamento de Ciencias Sociales, Escuela Graduada de Salud Pública, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico.

necesidades energéticas diarias y preferencias alimentarias para llevar una vida activa y sana. Si esto no se cumple cabalmente se tiene inseguridad alimentaria.

Se ha encontrado que las siguientes características están asociadas a la inseguridad alimentaria en el hogar: bajos ingresos, educación pobre, rentar su hogar, vivir en la ciudad central del área metropolitana, jefa de familia con niños, tres o más hijos, desempleo y miembro de la familia con discapacidad. Estos mismos factores determinan la vulnerabilidad a inseguridad alimentaria en la comunidad

A pesar de que existen estudios relacionados a la seguridad alimentaria tanto para Estados Unidos como para América Latina y el Caribe, Puerto Rico no ha sido parte de ellos. En Estados Unidos 14.5 % de los hogares fueron clasificados con inseguridad alimentaria en 2010. La prevalencia de inseguridad alimentaria ha ido en aumento desde la crisis económica en 2007 en esa nación.

El propósito principal del estudio es desarrollar un valor que represente adecuadamente el riesgo de seguridad alimentaria a través de la información provista por las características sociodemográficas y económicas. Los objetivos específicos son: (a) comparar por municipios la seguridad alimentaria en el periodo 2005-2009 e (b) identificar los municipios a riesgo de baja seguridad alimentaria.

Metodología

El estudio elaborado es de índole no experimental descriptivo, con un diseño de investigación transversal. Los datos a utilizar en este estudio provienen de las tablas detalladas de la Encuesta de la Comunidad de Puerto Rico, para el periodo 2005 a 2009. Estas tablas proveen estimaciones de periodos que representan las características sociodemográficas, económicas y del hogar para la población durante el periodo de interés. La preferencia sobre los "Public Use Microdata Sample" reside en que la naturaleza de estos conglomerados de municipios no permite analizar la información a nivel de municipios, sino en grupos de 100,000 habitantes o más. La base datos secundarios utilizada fue manejada mediante el uso del programa estadístico para computadora Statistical Package for the Social Sciences (SPSS).

Se incorporaron los indicadores (características socio-demográficas asociadas a la seguridad alimentaria) en un Factor de Riesgo Acumulado (FRA) utilizando análisis

de cuartiles. A cada cuartil se le asignó una puntuación: $P_{1-25}=1$ (bajo riesgo), $P_{26-50}=2$ (riesgo moderado), $P_{51-75}=3$ (alto riesgo) y $P_{76-100}=4$ (riesgo crítico). Se sumó la puntuación obtenida por cada municipio en cada uno de los indicadores; este valor representa el riesgo relativo de inseguridad alimentaria o el FRA. Se elaboró una escala con tres categorías para el FRA: 10-15=bajo riesgo, 16-19=riesgo moderado y 20-26=alto riesgo. También se obtuvo el coeficiente de correlación de Pearson entre cada indicador y el FRA.

Resultados

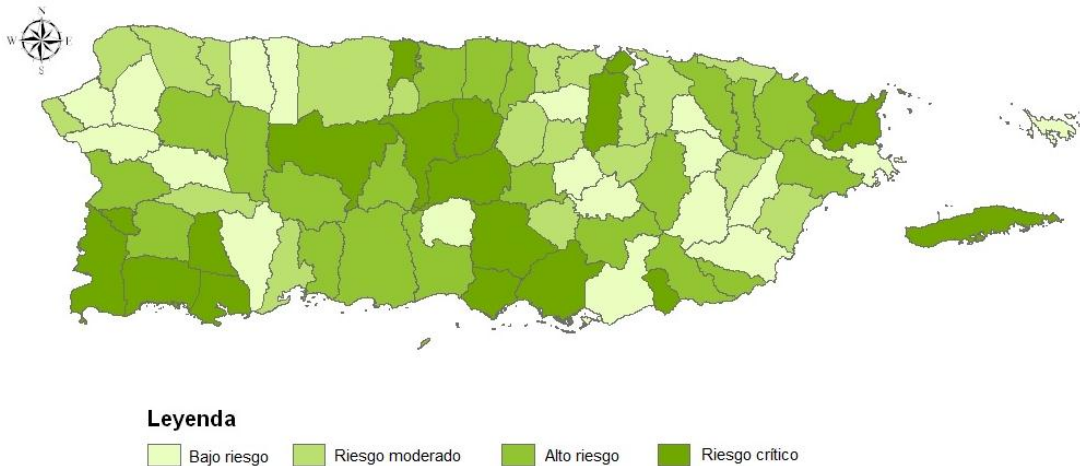


Figura 1: Riesgo asociado a la razón de dependencia (razón de la población menor de 15 años o mayor de 65 años con respecto a la población entre 15 y 64 años) en cada municipio.

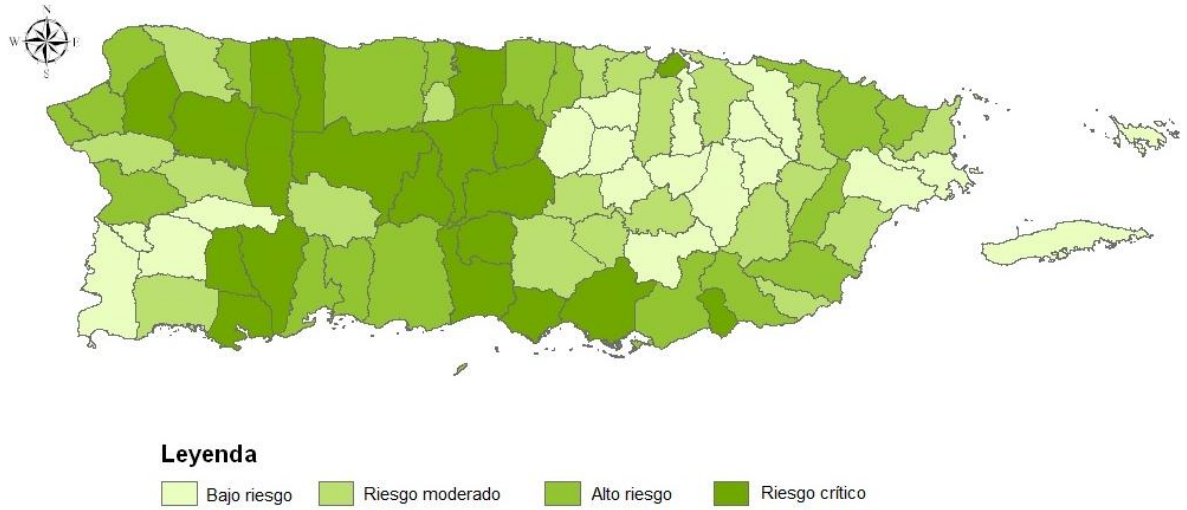


Figura 2: Riesgo asociado a la tasa de desempleo (número de personas desempleadas como por ciento de la fuerza laboral civil) en cada municipio.

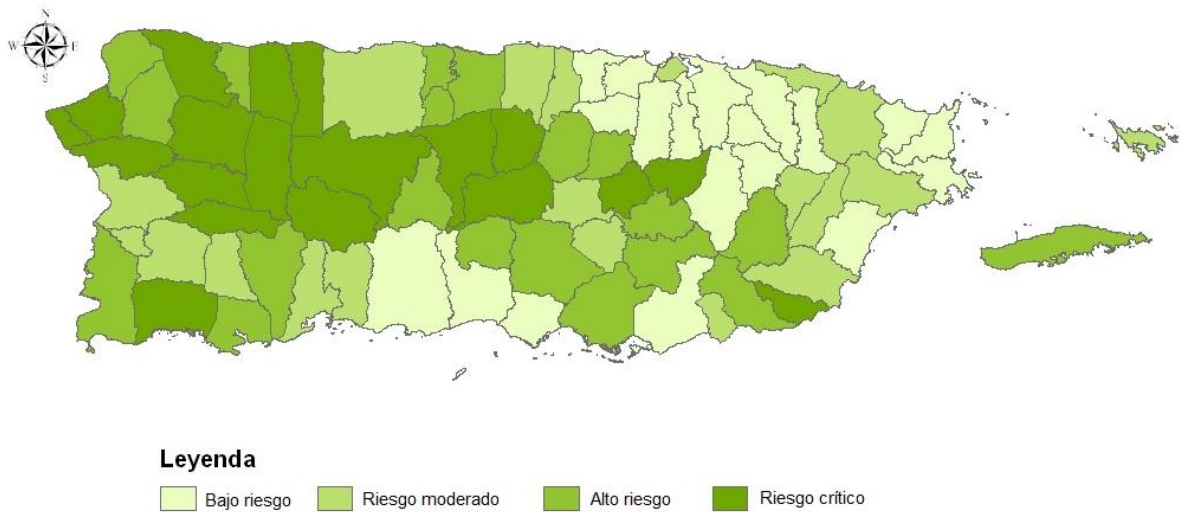


Figura 3: Riesgo asociado al por ciento de la población adulta (25 años o más) del municipio con menos de noveno grado.

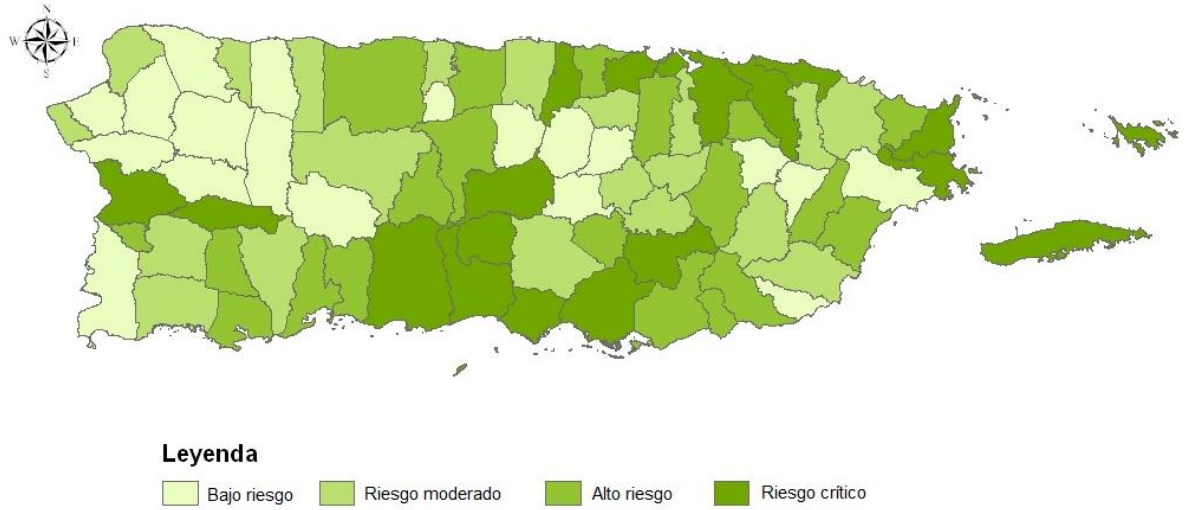


Figura 4: Riesgo asociado al por ciento de familias monoparentales en el municipio.

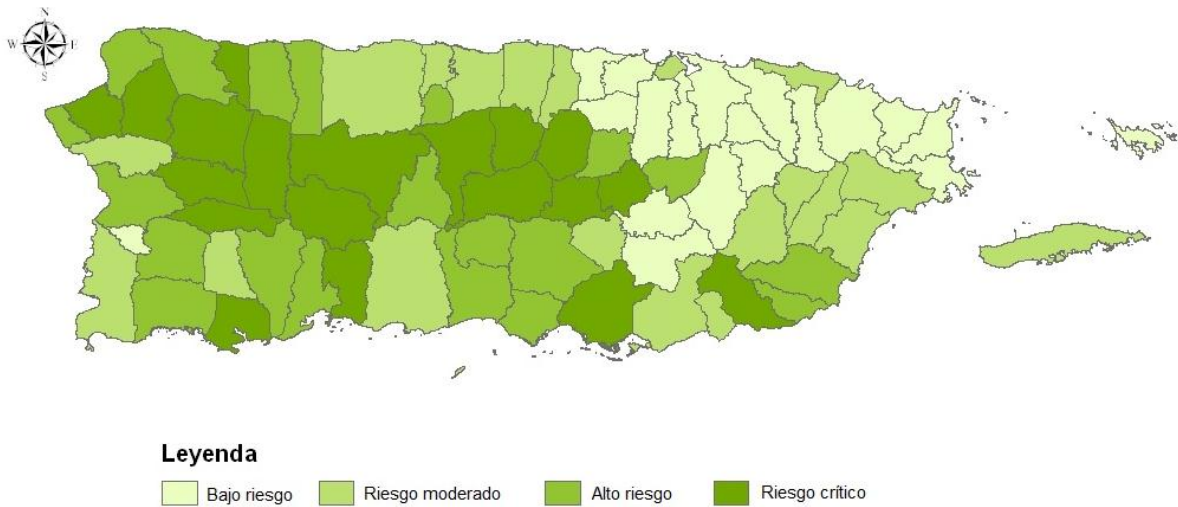


Figura 5: Riesgo asociado al por ciento de familias bajo el nivel de pobreza en el municipio.

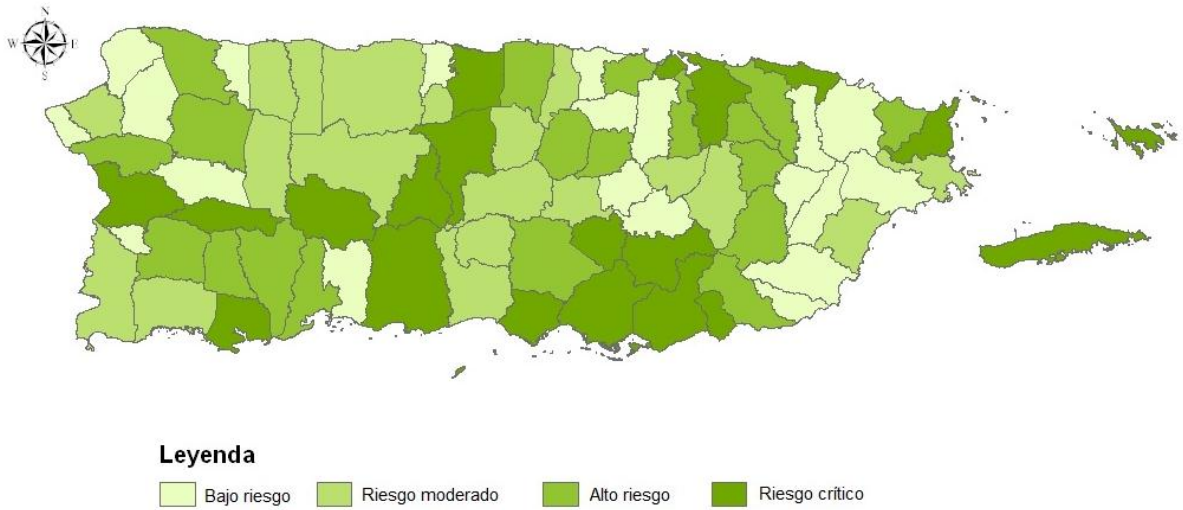


Figura 6: Riesgo asociado al por ciento de hogares sin vehículo en cada municipio.

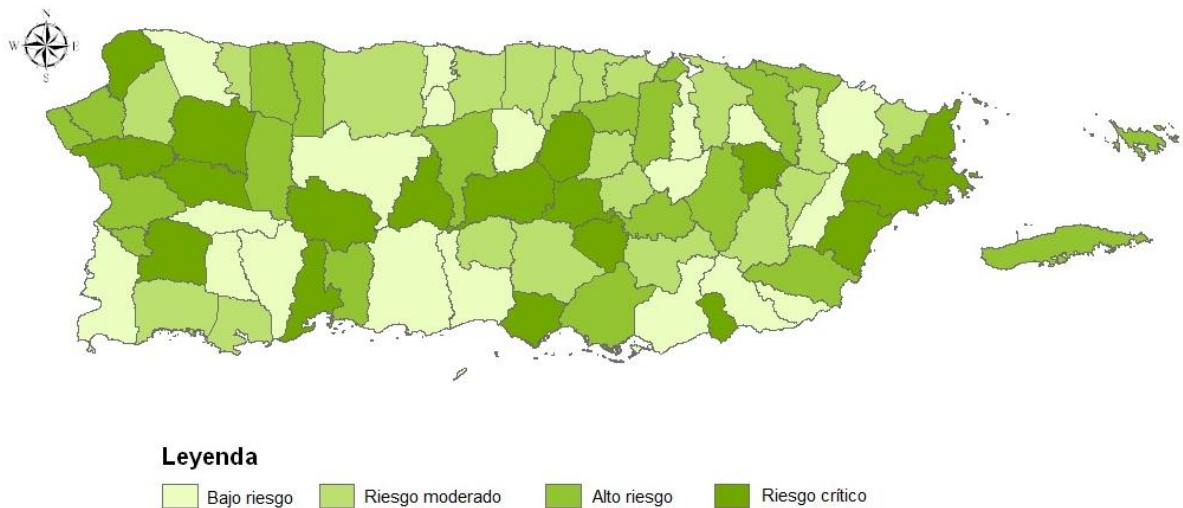


Figura 7: Riesgo asociado al por ciento de los hogares que gastan más del 30% de su ingreso en renta o hipoteca.



Figura 8: Factor de Riesgo Acumulado de Inseguridad Alimentaria para Puerto Rico, a nivel de municipios. El color verde indica bajo riesgo, el color amarillo riesgo moderado y el color rojo alto riesgo.

<i>Alto Riesgo</i>	<i>Bajo Riesgo</i>
Ciales (26)	Toa Alta (10)
Orocovis (26)	Trujillo Alto (11)
Salinas (26)	Guaynabo (11)
Guánica (24)	Juncos (12)
Jayuya (24)	Gurabo (12)
Santa Isabel (24)	Dorado (12)
Arroyo (23)	Canóvanas (12)
Cataño (23)	Río Grande (13)
San Sebastián (23)	Las Piedras (13)
Adjuntas (22)	Cidra (13)
Mayagüez (22)	

Tabla 1: Municipios ocupando las primeras 10 posiciones en las categorías de mayor y menor riesgo de inseguridad alimentaria. Entre paréntesis: puntuación del FRA.

Indicador del FRA	Coefficiente de correlación
Tasa de desempleo	0.6201
% Familias bajo el nivel de pobreza	0.5808
Razón de dependencia	0.5316
% Hogares sin vehículo	0.5287
% Adultos (25+) con menos de noveno grado	0.3972
% Hogares que gastan >30% del ingreso en renta o hipoteca	0.3244
% Familias monoparentales	0.3054

Tabla 2: Coeficientes de correlación entre cada uno de los indicadores y el FRA.

Conclusiones

- De acuerdo a los mapas, la tasa de desempleo, el nivel de pobreza y la baja escolaridad se distribuyen geográficamente de manera similar.
 - Bajo riesgo: área metropolitana de San Juan
 - Alto riesgo: centro de la Isla
- La tasa de desempleo y el nivel de pobreza están más asociados al FRA.
- Se puede identificar un patrón en la distribución del riesgo relativo a inseguridad alimentaria.
 - Bajo riesgo: área metropolitana de San Juan (sub-urbana)
 - Riesgo moderado: zona costanera
 - Alto riesgo: centro de la Isla
- Los municipios del centro de la Isla están más vulnerables a sufrir inseguridad alimentaria.

Referencias

- Informe sobre la aplicación pasada y presente de la Escala Latinoamericana y Caribeña de Seguridad Alimentaria y otras herramientas similares en América del Norte, Centroamérica y el Caribe. (2010). *Taller Regional: Armonización de la Escala Latinoamericana y Caribeña de Seguridad Alimentaria – ELCSA*. Cuernavaca, Mexico.
- Bartfeld, J., Dunifon, R., Nord, M., & Carlson, S. (2006). *What Factors Account for State-to-State Differences in Food Security?* U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington, D.C.
- FAO. (2011). *Una introducción a los conceptos básicos de la seguridad alimentaria*. Roma: Autor.
- Wintle, S. (2010). *Finding food deserts: A spatial analysis in food security in Northwestern Ontario (1996-2006)*. M.E.S. Thesis, Lakehead University.



Distribución geográfica de la seguridad alimentaria en Puerto Rico, 2005-2009

María A. Rosario Mejías, B.S.A. & Ana L. Dávila, Ph.D
 Programa de Demografía, Facultad de Ciencias Biosociales y Escuela Graduada de Salud Pública
 Universidad de Puerto Rico-Recinto de Ciencias Médicas

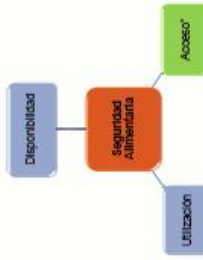


RESUMEN

Hasta hace poco no se reconocía la seriedad del problema de seguridad alimentaria en Puerto Rico. En el presente estudio se realizó un análisis de estado de seguridad alimentaria en los municipios del País. El estudio se basó en indicadores socio-demográficos y de accesibilidad a alimentos para identificar los municipios con mayor riesgo de inseguridad alimentaria. Este estudio tiene como objetivo el análisis del estado de seguridad alimentaria en los municipios de Puerto Rico a través del uso de indicadores socio-demográficos. Los datos fueron obtenidos de la Encuesta de la Comunidad de Puerto Rico, 2005-2009. Algunos de los indicadores utilizados fueron: nivel de pobreza, tasa de desempleo, por ciento de dependientes menores de 18 años y mayores de 65 años, familias monoparentales, etc. Los municipios con mayor riesgo de inseguridad alimentaria se identificaron los municipios con mayor riesgo en cada indicador. Luego se combinaron los indicadores para generar un valor que represente el estado de seguridad alimentaria de cada municipio. Los municipios con peor seguridad alimentaria fueron Ciales, Orocovis y Salinas, mientras que los municipios con mejor seguridad alimentaria fueron Guaynabo, Trujillo Alto y Toa Alta. Algunos municipios que forman parte de áreas estadísticas metropolitanas de San Juan, según establecidos por el Inventario del Censo, cuentan con mayores ingresos y educación lo que contribuye a un mejor acceso y elección de alimentos, etc. de esperarse que los municipios con mejor seguridad alimentaria se concentran en esta región.

INTRODUCCIÓN

Figura 1: Dimensiones de la seguridad alimentaria.



A pesar de que existen estudios relacionados a la seguridad alimentaria tanto para Estados Unidos como para América Latina y el Caribe, Puerto Rico no ha sido parte de ellos.
 Existen diversos métodos para estimar la seguridad alimentaria y difieren en:
 > tipo de información (experiencias, calorías, ingresos/gastos, antropometría, características socio-demográficas)
 > métodos (encuestas, escoras, medidas)

OBJETIVOS

- Objetivo General
 Análisis del estado relativo de seguridad alimentaria en los municipios de Puerto Rico en el periodo 2005-2009 a través del uso de indicadores socio-demográficos.
- Objetivos Específicos
 > Identificar el riesgo de inseguridad alimentaria por municipio.
 > Comparar la seguridad alimentaria por municipios.

METODOLOGÍA

- Análisis para cada indicador:
 > Cuantiles
 > Coeficiente de correlación de Pearson
- Factor de Riesgo Acumulado (FRA) de Inseguridad Alimentaria
 > Toda la población de Puerto Rico
 > 3,940,109 sujetos (estimado)

RESULTADOS



Tabla 1: Coeficiente de correlación

Indicador del FRA	Coeficiente de correlación
Tasa de desempleo	0.6201
% Familias bajo el nivel de pobreza	0.5806
Razón de dependencia	0.6316
% Hogares sin vehículo	0.5257
% Adultos (25+) con menos de noveno grado	0.3972
% Familias que gastan >30% del ingreso en renta o hipotecas	0.3244
% Familias monoparentales	0.3054

Figura 2A-G: Riesgo asociado a cada uno de los indicadores por municipio; tonos oscuros de verde indican mayor riesgo de inseguridad alimentaria.
 Tabla 1: Coeficiente de correlación de cada indicador y el FRA.

RESULTADOS

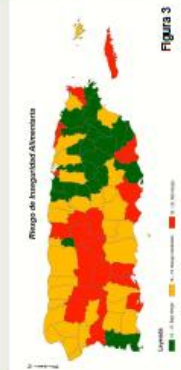


Tabla 2: Bajo Riesgo

Municipio	Número de Municipios
Alto Riesgo	1
Ciales (26)	1
Toa Alta (5)	1
Orocovis (26)	1
Salinas (26)	1
Guaynabo (13)	1
Guánica (24)	1
Juncos (12)	1
Jayuya (24)	1
Santa Isabel (24)	1
Arroyo (23)	1
Cariflo (23)	1
Río Grande (13)	1
San Sebastián (23)	1
Las Piedras (13)	1
Aguzadas (22)	1
Mayagüez (22)	1

Tabla 2: Municipios con mayor riesgo de inseguridad alimentaria en las categorías de mayor y menor riesgo de inseguridad alimentaria. Entre paréntesis: puntuación del FRA.

Municipio	Número de Municipios
Bajo Riesgo	22
Alto Riesgo	1

CONCLUSIONES

- De acuerdo a los mapas, la tasa de desempleo, el nivel de pobreza y la baja escolaridad se distribuyen geográficamente de manera similar
- Bajo riesgo: áreas metropolitanas de San Juan
- Alto riesgo: centro de la isla
- La tasa de desempleo y el nivel de pobreza están más asociados al FRA.
- Se puede identificar un patrón en la distribución del riesgo relativo a inseguridad alimentaria:
 > Riesgo: áreas metropolitanas de San Juan (sub-urbana)
 > Riesgo: centro de la isla
- Los municipios del centro de la isla están más vulnerables a sufrir inseguridad alimentaria.

REFERENCIAS

Informe sobre la aplicación práctica y promesa de la Escala Latinoamericana y Caribeña de Seguridad Alimentaria y otras herramientas similares en América del Norte, América Latina y el Caribe. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Ganadería - ELCSA, Guatemala, México.
 Berkele, J., Durkin, B., Nord, M., & Carlson, S. (2006). What Factors Affect the Global Hunger Challenge? U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington, D.C.
 FAO. (2011). Una introducción a los conceptos básicos de la seguridad alimentaria. Roma, Autor.
 Whitte, S. (2010). Finding food desert: A spatial analysis of food security in Northwester Ontario (1996-2006). M.E.S. Thesis, Lakehead University.
 Contacto: maria.rosario@upr.edu

Características sociodemográficas de las jefas de familia sin cónyuge presente, Puerto Rico: 2005-2009¹

Zaira Y. Rosario-Pabón, B.A.², Luz E. León-López, Ph.D.³

Formas de citar: Rosario-Pabón, Zaira Y. & León-López, Luz E. (2012). Características sociodemográficas de las jefas de familia sin cónyuge presente, Puerto Rico: 2005-2009. *CIDE Digital* 3(1-2),119-126. Recuperado de <http://soph.md.rcm.upr.edu/demo/index.php/cide-digital/publicaciones>.

Resumen: **Objetivo:** *El propósito del estudio consistió en describir las características sociodemográficas de las mujeres jefas de familia. Para propósitos de análisis y como grupos de referencia se presenta información para familias con ambos cónyuges presentes y aquellas con jefe de hogar hombre.*
Método: *El estudio fue descriptivo y la población de enfoque fueron las mujeres jefas de familias sin cónyuge presente de 16 a 64 años. La fuente de datos fue la Muestra de Micro datos para Uso Público (PUMS) del estimado de cinco años (2005-2009) de la Encuesta de la Comunidad de PR del Negociado Federal del Censo.*
Resultados: *Las jefas de familia representan cerca de una tercera parte de los hogares de familia en PR. Una considerable cantidad de éstas tiene hijos menores de 18 años. Dicha población se concentra en edades jóvenes y productivas. En este grupo se distinguen las divorciadas, con proporciones muy similares a las nunca casadas. Más de la mitad de las familias estudiadas tiene dos o más hijos, un porcentaje considerable de éstos está entre las edades de 6 a 17. Cerca de la mitad alcanzó escuela superior, o un grado menor y está fuera de la fuerza laboral o desempleada. Este grupo presenta además, ingresos bajos y altos niveles de pobreza.*
Conclusión: *Estos hallazgos colocan a las familias lideradas por mujeres en posiciones vulnerables donde su estado de salud y el de sus dependientes puede verse comprometido; amainando así, sus posibilidades de llevar una vida óptima y saludable.*

Palabras clave: Características socio demográficas, jefas de familia sin cónyuge presente, Puerto Rico.

¹ Presentado en formato de cartel en el 32^{do} Foro Anual de Investigación y Educación del Recinto de Ciencias Médicas -UPR, marzo, 2012.

² Estudiante de primer año, Programa Graduado de Demografía, Departamento de Ciencias Sociales, Escuela Graduada de Salud Pública, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico. Email: zairayrosario@gmail.com.

³ Catedrática, Programa Graduado de Demografía, Departamento de Ciencias Sociales, Escuela Graduada de Salud Pública, Recinto de Ciencias Médicas, Universidad de Puerto Rico.

Introducción

La jefatura de familia femenina sin esposo presente ha sido tema de discusión desde la década de los setenta en América Latina y el Caribe. La misma ha sido centro de análisis tanto por su aumento en proporción a través de las décadas como también por las características sociales y económicas asociadas a las mismas. Se ha encontrado en estas familias características que las colocan en posiciones vulnerables social y económicamente. La literatura señala que existe gran diversidad en las características de las familias de acuerdo al tipo de familia al considerar aquellas con ambos cónyuges presentes, y aquellas con la presencia de un solo cónyuge, lideradas por mujeres u hombres. La investigación existente indica que existe asociación entre la salud de estas familias y las características sociodemográficas y económicas que estas presentan.

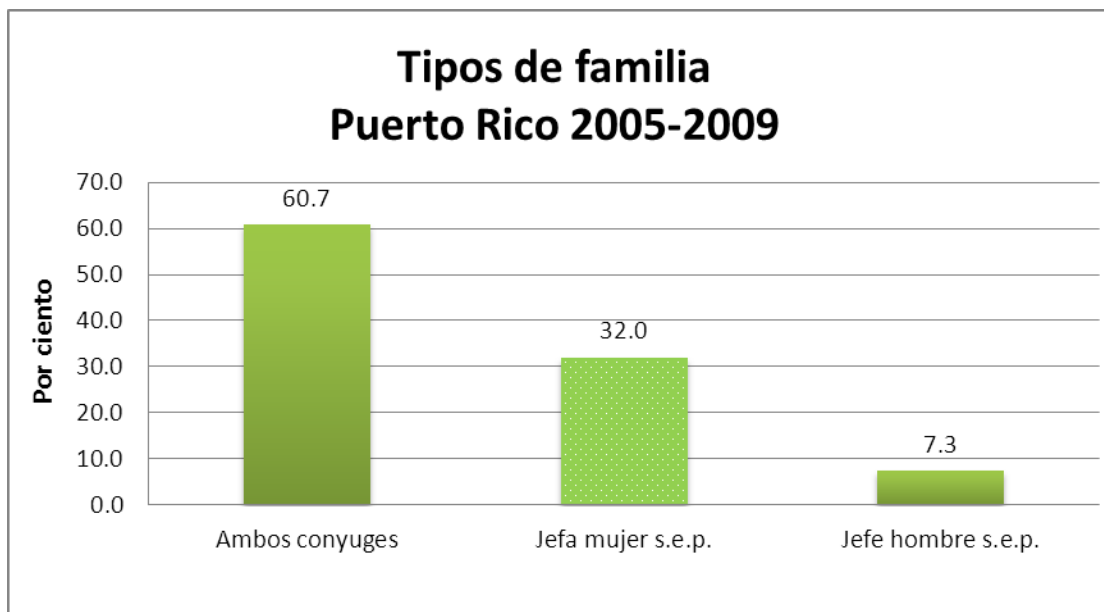
Metodología

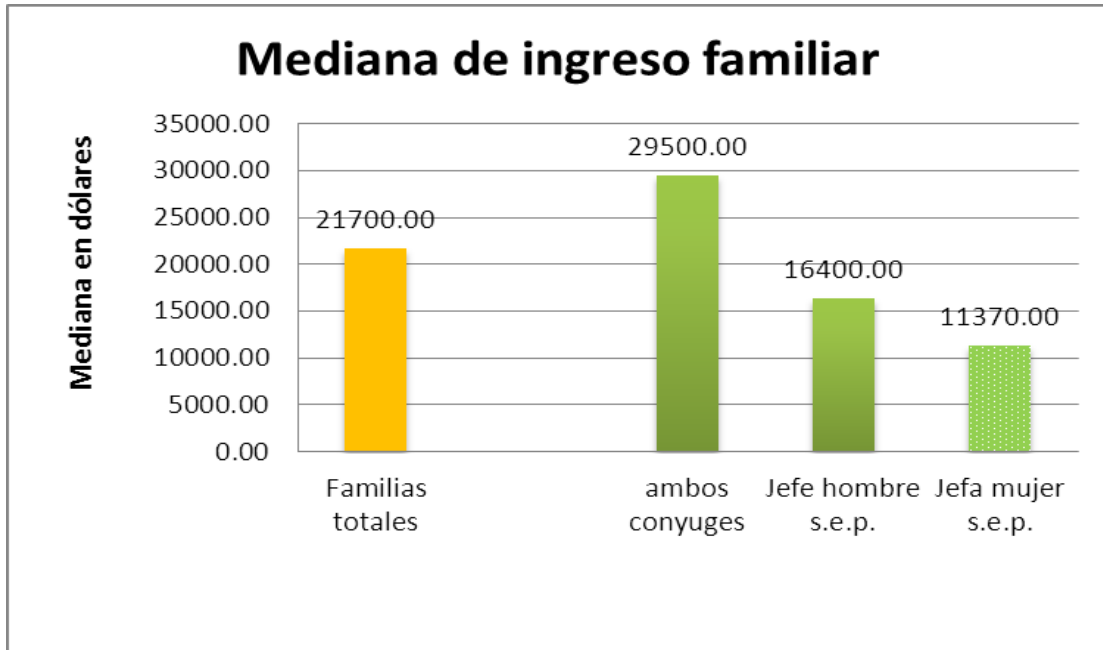
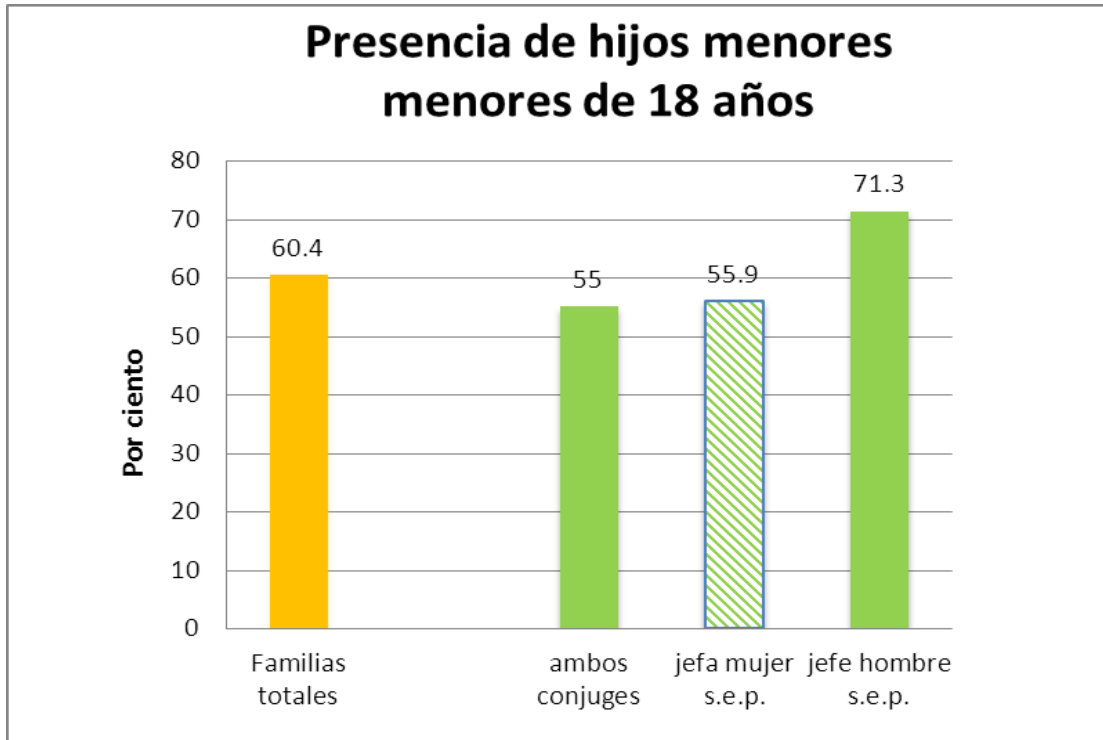
Los datos fueron obtenidos de la Muestra de Micro datos para Uso Público (PUMS) del estimado de cinco años (2005-2009) de la Encuesta de la Comunidad de PR del Negociado Federal del Censo. Las poblaciones bajo estudio lo fueron los jefes de familia para todas las categorías de familia del censo. El estudio se limitó a los jefes en edades trabajadoras (16-64) para todas las categorías. Para los cuales se realizó un estudio descriptivo utilizando como variables de análisis y comparación.

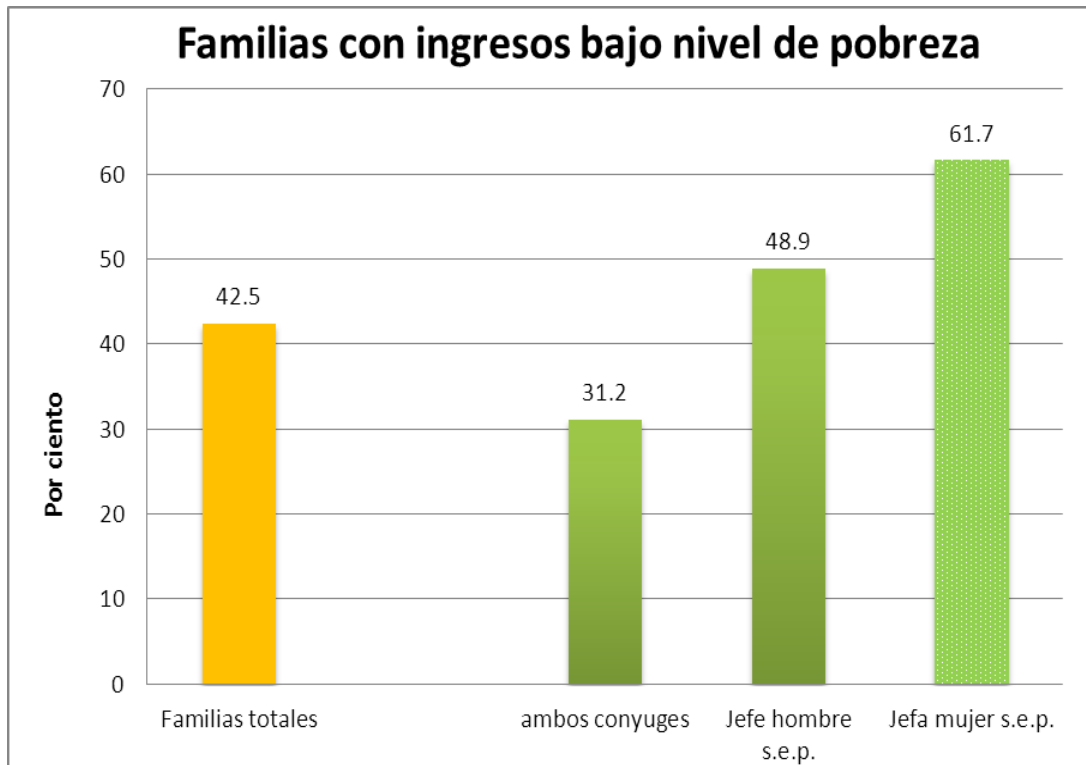
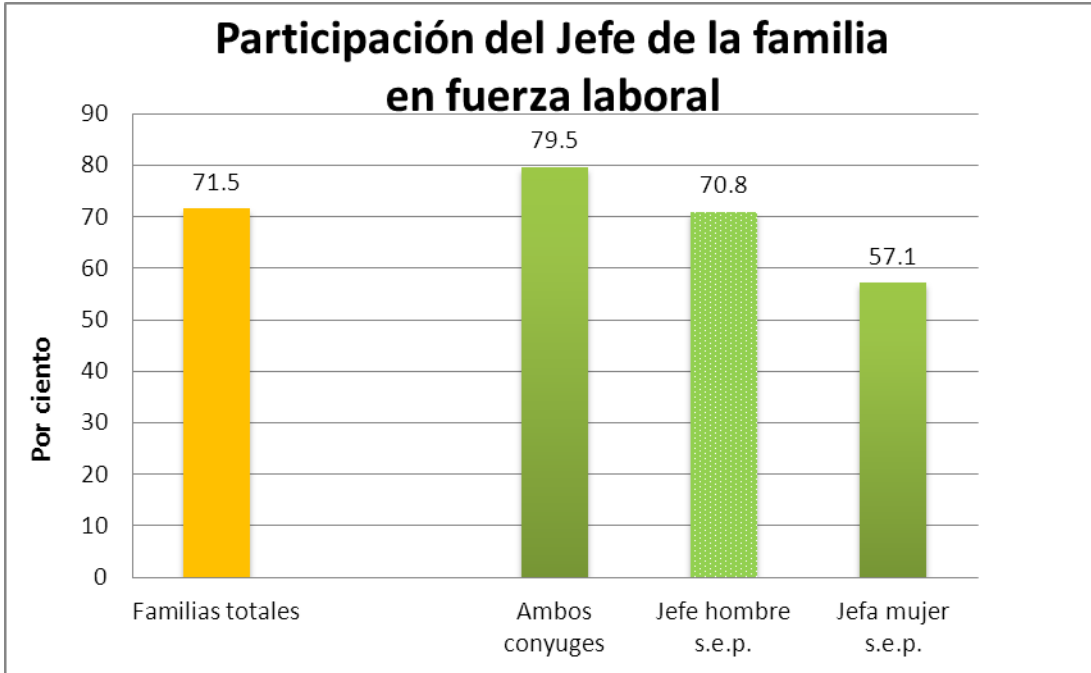
- Tipos de Familia
- Familia: todas las personas en un hogar relacionadas por nacimiento, matrimonio o adopción.
 - Ambos cónyuges: familias donde ambos cónyuges están presentes
 - Jefa de mujer s.e.p. :familias cuya jefa es mujer sin esposo presente
 - Jefe hombre s.e.p. : familias cuyo jefes es hombre sin esposa presente
- Características sociodemográficas: edad, educación, estado marital, presencia de hijos propios, participación fuerza laboral, estado de empleo, ingreso familiar, pobreza

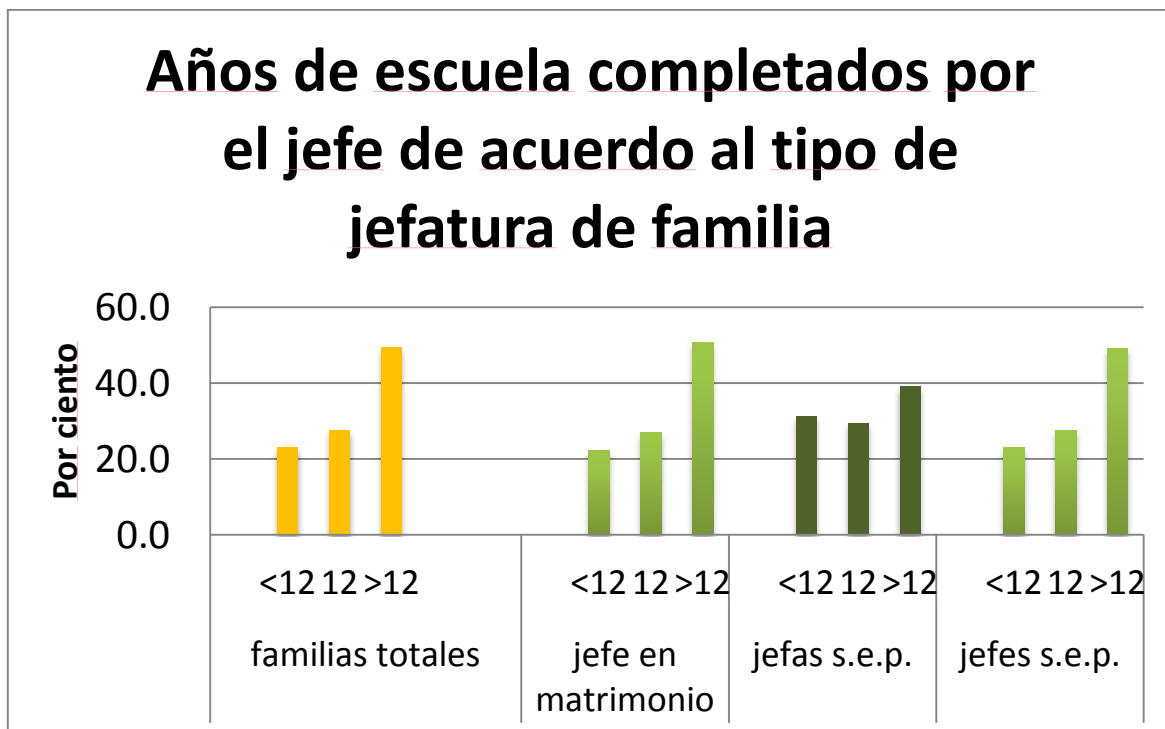
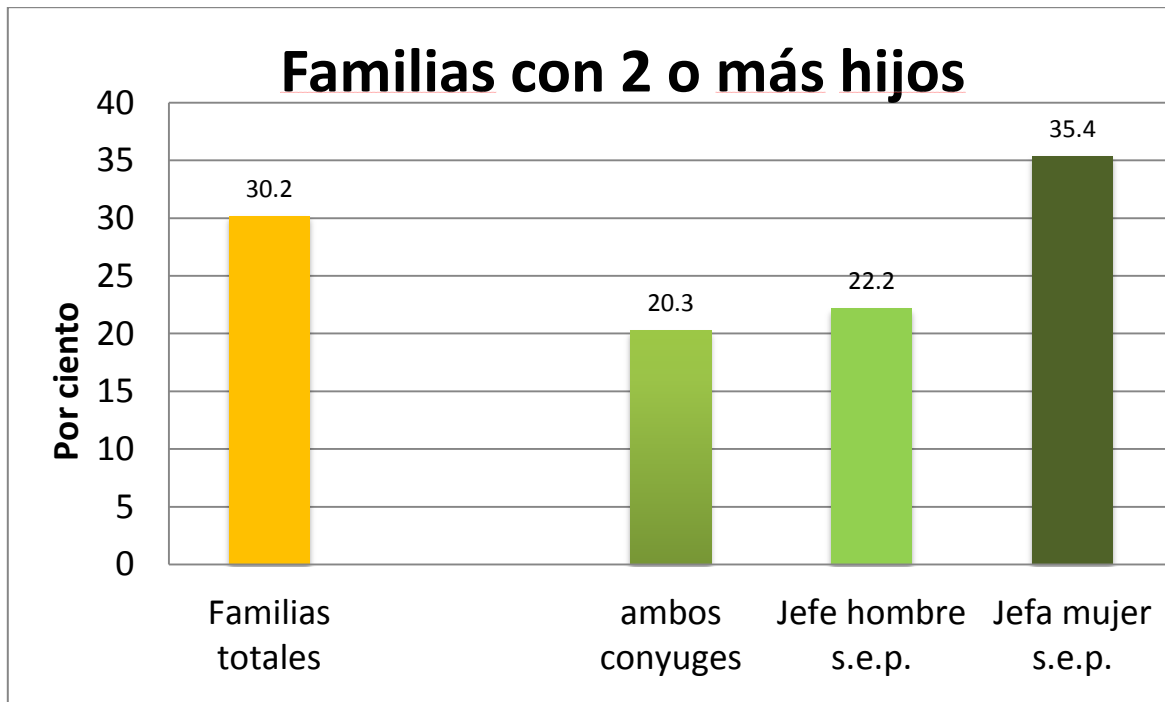
Resultados

Los hogares liderados por una mujer representan cerca de una tercera parte de los hogares en familia. Un poco más de la mitad de las mujeres jefas de familia son casadas o separadas. Un por ciento considerable se encuentra en la categoría de nunca casada. Las mujeres jefas de familia presentan el por ciento más bajo de jefes con mas de 12 años de escuela completados. Cerca de $\frac{3}{4}$ partes de las mujeres jefas de familia tiene hijos menores de 18 años distanciándose de aquellas con jefe hombre, para las cuales un poco más de la mitad tiene hijos en estas edades. En promedio las jefas de familia tienen más hijos que los jefes de familia. Las mujeres jefas de familia presentan un ingreso menor que aquellas con hombres jefes. El nivel de pobreza muestra diferencias marcadas entre las jefas y jefes de familia, siendo considerablemente menor para las familias lideradas por féminas. Las familias con jefe hombre participan en la fuerza laboral en un por ciento marcadamente mayor que aquellas con jefa mujer.









Conclusiones

- La estructura de la familia en Puerto Rico ha experimentado cambios considerables.
- La proporción de familias con una mujer jefa del hogar ha ido en aumento.
- Las familias con mujeres jefas, al compararlas con los hombres jefes de familia se caracterizan por presentar un grupo de características sociodemográficas que las colocan en una posición vulnerable entre éstas: menor educación, ingresos más bajos, mayor pobreza y una mayor presencia de hijos menores de 18 años.
- Las familias con jefas mujeres presentan un conjunto de características que las exponen a una diversidad de riesgos entre estos sociales y de salud.
- Es imprescindible que el desarrollo de política pública dirigida a alcanzar una mejor calidad de vida y bienestar para la familia puertorriqueña considere, en su análisis, la diversidad de características que ésta presenta de acuerdo al tipo de familia o jefatura de la misma.

Referencias

- Díaz, F. A. (2001). Jefatura de hogar femenina y bienestar familiar: resultados de la investigación empírica. *Papeles de población*, (28), 41-97. Universidad Autónoma del Estado de México. Retrieved from <http://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2233883>
- Warren, A. E. C. (2004). Feminización de la pobreza en Puerto Rico. *World*, 5(2).
- United States Census Bureau . 2005-2009 Puerto Rico Community Survey. Public use of Microdata Sample 5% (PUMS)

Características sociodemográficas de las jefas de familia sin cónyuge presente Puerto Rico: 2005-2009

Zaira Y. Rosario-Pabón, B.A., Luz León-López, Ph.D.
 Centro de Investigaciones Demográficas, Programa Demografía, Escuela Salud Pública, R.C.M., U.P.R.



RESUMEN

Desde los últimos cambios decadales en Puerto Rico, ha ocurrido un aumento en el número de familias jefas de familia. Este año un este tipo de familia tiene conexiones no sólo para las jefas sino que también para sus hijos, lo que sugiere que las jefas de familia pueden influenciar su estado de salud. El propósito del estudio consistió en describir las características sociodemográficas de las jefas de familia sin cónyuge presente y aquellas con jefe de hogar hombre. El estudio fue realizado utilizando los datos de la encuesta de jefas de familia sin cónyuge presente de 16 a 64 años. La fuente de datos fue la muestra de Microdatos para uso público (PUMS) del estimado de cinco años (2005-2009) de Puerto Rico. Las jefas de familia representan cerca de una tercera parte de los hogares en PR. Una considerable cantidad de estas tiene hijos menores de 18 años. Las jefas de familia sin cónyuge presente son más similares a las mujeres casadas. Más de la mitad de las familias estudiadas tiene hijos menores de 18 años. La mayoría de las familias estudiadas tiene un jefe de hogar hombre. Más de la mitad alcanza escuela superior o un grado menor y está fuera de la fuerza laboral o desempleada. Este grupo presenta además, ingresos bajos y menor educación. Las jefas de familia sin cónyuge presente son más propensas a estar en posiciones vulnerables donde su estado de salud y el de sus hijos puede verse comprometido; amén de eso, sus posibilidades de obtener una vida optima y saludable.

INTRODUCCIÓN

La jefatura de familia femenina sin esposo presente ha sido tema de discusión desde la década de los setenta en América Latina y el Caribe. La misma ha sido centro de análisis tanto por su aumento en proporción a través de las décadas como también por los cambios en su estructura social y económica. Se han encontrado en estas familias características que las colocan en posiciones vulnerables social y económicamente. La literatura señala que existe gran diversidad en las características de las familias de jefas de familia sin esposo presente. Sin embargo, las jefas de familia sin esposo presente, aquellas con la presencia de un solo conyuge lideradas por mujeres u hombres. La investigación existente indica que existe asociación entre la salud de estas familias y las características sociodemográficas y económicas que estas presentan.

METODOLOGÍA

Fuente de datos: Muestra de Microdatos para Uso Público (PUMS) del estimado de cinco años (2005-2009) de la Encuesta de la Comunidad de PR del Negociado Federal del Censo. Población: Se estudiaron los jefes de familia para todas las edades y los hijos de las familias para todas las edades y los trabajadores (16-64) para todas las categorías.

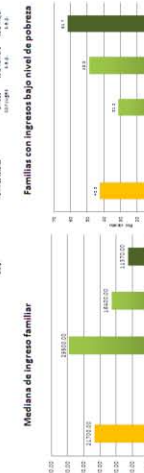
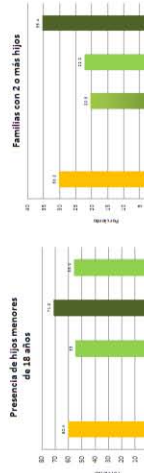
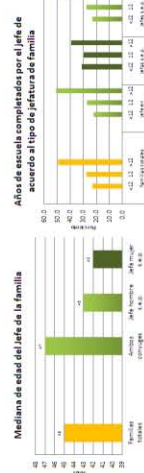
Tipo de estudio: descriptivo

Variables:

- Tipos de familia
- Presencia de hijos menores de 18 años
- Mediana de ingreso familiar
- Participación del jefe de familia en fuerza laboral
- Participación del jefe de familia en fuerza laboral
- Jefa de mujer s.e.p.
- Jefa de hombre s.e.p.
- Familias cuyo jefe es hombre sin esposa presente
- Familias cuyo jefe es hombre sin esposa presente

Características sociodemográficas: edad, educación, estado marital, presencia de hijos propios, participación fuerza laboral, estado de empleo, ingreso familiar, pobreza

RESULTADOS



HALLAZGOS GENERALES

- Los hogares liderados por una mujer representan cerca de una tercera parte de los hogares en familia.
- Un poco más de la mitad de las mujeres jefas de familia son casadas o separadas. Un por ciento considerable se encuentra en la categoría de nunca casada.
- Las mujeres jefas de familia presentan el por ciento más bajo de jefes con más de 12 años de escuela completados.
- Cerca de 3/4 partes de las mujeres jefas de familia tiene hijos menores de 18 años distanciándose de aquellas con jefe hombre, para las cuales un poco más de la mitad tiene hijos en estas edades.
- En promedio las jefas de familia tienen más hijos que los jefes de familia.
- Las mujeres jefas de familia presentan un ingreso menor que aquellas con hombres jefes.
- El nivel de pobreza muestra diferencias marcadas entre las jefas y jefes de familia, siendo considerablemente menor para las familias lideradas por mujeres.
- Las familias con jefe hombre participan en la fuerza laboral en un por ciento marcadamente mayor que aquellas con jefe mujer.

CONCLUSIÓN

- La estructura de la familia en Puerto Rico ha experimentado cambios considerables.
- La proporción de familias con una mujer jefa del hogar ha ido en aumento.
- Las familias con mujeres jefas, al comparadas con los hombres jefes de familia se caracterizan por presentar un grupo de características sociodemográficas que las colocan en una posición vulnerable entre estas: menor educación, ingresos más bajos, mayor pobreza y una mayor presencia de hijos menores de 18 años.
- Las familias con jefas mujeres presentan un conjunto de características que las exponen a una diversidad de riesgos entre estos sociales y de salud.
- Es imprescindible que el desarrollo de política pública dirigida a alcanzar una mejor calidad de vida y bienestar para la familia incluya a las jefas de familia sin cónyuge presente, las cuales presentan características que esta presenta de acuerdo al tipo de familia o jefatura de la misma.

REFERENCIAS

• Diaz, F. A. (2001). Jefatura de hogar femenina y bienestar familiar: resultados de la investigación empírica. *Papeles de población*, (28), 41-97. <http://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2223388>

• Warren, A. E. C. (2004). Feminización de la pobreza en Puerto Rico. *World*, 5(2).

United States Census Bureau. 2005-2009 Puerto Rico Community Survey. Public use of Microdata Sample 3% (PUMS)

**Pieza de la Cámara de Representantes 1028 (P. de la C. 1028)
para separar el Sector Certenejas del Barrio Bayamón del Municipio
de Cidras y denominarlo como el Barrio Certenejas**¹

Forma de citar: Cámara de Representantes de Puerto Rico (2012). Pieza de la Cámara de Representantes 1028 (P. de la C. 1028) para separar el sector Certenejas del barrio Bayamón del Municipio de Cidras y denominarlo como Barrio Certenejas. *CIDE digital*, 3(1-2),127-131. Recuperado de <http://soph.md.rcm.upr.edu/demo/index.php/cide-digital/publicaciones>.

(TEXTO DE APROBACION FINAL POR LA CAMARA)
(26 DE MARZO DE 2009)

ESTADO LIBRE ASOCIADO DE PUERTO RICO

16ta. Asamblea
Legislativa

1ra. Sesión
Ordinaria

CAMARA DE REPRESENTANTES

P. de la C. 1028

3 DE FEBRERO DE 2009

Presentado por el representante *Cintrón Rodríguez*

Referido a la Comisión de Desarrollo Integrado de la Región Central

LEY

Para separar el Sector Certenejas del Barrio Bayamón del Municipio de Cidra y denominarlo como el Barrio Certenejas; ordenar a la Junta de Planificación de Puerto

¹ P. de la C. 1028 presentado por el representante Cintrón Rodríguez y referida a la Comisión de Desarrollo Integrado de la Región Central por la Cámara de Representante de Puerto Rico en la Decimosexta Asamblea Legislativa de la Primera Sesión Ordinaria, 3 de febrero de 2009.

Rico a que tome conocimiento de dicho cambio y así lo haga constar en los mapas del Municipio de Cidra, adoptados por dicha Junta, conforme a las disposiciones de aquellas leyes aplicables.

EXPOSICION DE MOTIVOS

El Municipio Autónomo de Cidra ha traído ante la consideración de la Asamblea Legislativa una petición de numerosos residentes del sector Certenejas, del barrio Bayamón de esta jurisdicción municipal, a los fines de convertir el mencionado sector en un barrio, de conformidad con las disposiciones de ley aplicables. Sobre dicho particular la Ley Núm. 68 de 7 de mayo de 1945, faculta a la Junta de Planificación a que prepare un mapa de la Isla de Puerto Rico que demuestre los límites de nuestros municipios y de sus barrios respectivos. El Artículo 5 de la citada Ley dispone que:

“Una vez determinada en la anterior forma los límites de cada municipio y sus barrios, dicho mapa tendrá carácter oficial y del mismo tomarán conocimiento todos los organismos gubernamentales de Puerto Rico, incluyendo los tribunales de justicia, y solamente podrán hacerse cambios o modificaciones de límites y nombres de los municipios y barrios en tal mapa por la propia Legislatura de Puerto Rico mediante ley adoptada al efecto.”

En virtud de lo anterior, el Municipio Autónomo de Cidra llevó a cabo un ESTUDIO DE VIABILIDAD PARA LA DESIGNACION DEL SECTOR CERTENEJAS EN UN BARRIO INDEPENDIENTE. En el mencionado Estudio de Viabilidad se estableció un análisis comparativo de la población de los trece (13) barrios existentes en esta jurisdicción municipal, se incluyó un análisis sobre las unidades de vivienda en cada uno de los barrios, se analizaron las estadísticas del ingreso familiar en esa jurisdicción municipal en comparación con el Barrio Bayamón, al cual pertenece el Sector Certenejas. Además, se prepararon los mapas que describen la forma y manera en que se organizaría el solicitado Barrio Certenejas y se ofreció la justificación para

presentar una petición oficial ante los organismos rectores que tienen que autorizar esta solicitud.

Posteriormente el Municipio Autónomo de Cidra celebró una vista pública para auscultar el sentir de la ciudadanía con respecto a la intención de denominar al sector Certenejas como un nuevo barrio dentro de esta jurisdicción municipal. En dicha vista pública se ofreció una orientación sobre el curso de acción a seguir para el cambio sugerido de sector a barrio a las personas que participaron en la misma. Además se hizo una presentación del Estudio de Viabilidad llevado a cabo por el Municipio, así como la forma y manera en que quedaría integrado el propuesto Barrio Certenejas, el cual solamente afectaría el Barrio Bayamón del Municipio de Cidra. Todos los ciudadanos presente en la vista pública favorecieron la designación del Sector Certenejas como el Barrio Certenejas de este Municipio.

De otro lado, debemos advertir que el Artículo 1.006 de la Ley Núm. 81 de 30 de agosto de 1991, según enmendada, mejor conocida como Ley de Municipios Autónomos del Estado Libre Asociado de Puerto Rico, reconoce la autonomía de todo municipio en el orden jurídico, económico y administrativo. A tales efectos la Asamblea Legislativa de Puerto Rico, concluye que procede designar el Sector Certenejas como el Barrio Certenejas del Municipio de Cidra, en cumplimiento con las disposiciones de las leyes antes enunciadas.

DECRETASE POR LA ASAMBLEA LEGISLATIVA DE PUERTO RICO:

1 Artículo 1.-Se ordena la separación del Sector Certenejas del Barrio Bayamón
2 del Municipio de Cidra, y se denomina como el Barrio Certenejas de dicho Municipio.

3 Artículo 2.-El Barrio Certenejas del Municipio de Cidra tendrá la siguiente
4 limitación y colindancia geográfica:

5 “Los límites comenzarán, en su parte sur, en la Quebrada las Quebradillas.

6 De ahí se extendería hacia el oeste, utilizando el trazado de cauce de dicho

1 cuerpo de agua. Esto, excepto en una parte donde discurre por terrenos del
2 sector San José para luego retomar el cauce nuevamente. El trazado continúa a
3 lo largo del margen del Lago de Cidra hasta la represa. Desde ahí, el límite norte
4 es la colindancia con el Municipio de Aguas Buenas.”

5 Artículo 3.-El Barrio Bayamón de Cidra tendrá, consecuentemente, la siguiente
6 limitación y colindancia geográfica:

7 “Los nuevos límites del Barrio Bayamón se mantendrán inalterados a los
8 existentes en sus partes sur, oeste y este, variando solamente en su configuración
9 norte, siendo la Quebrada las Quebradillas el límite entre el Barrio Bayamón y el
10 propuesto Barrio Certenejas.”

11 Artículo 4.-Se ordena a la Junta de Planificación de Puerto Rico que tome
12 conocimiento de dicho cambio y haga constar el mismo en los mapas del Municipio de
13 Cidra, adoptados por dicha Junta, conforme a las disposiciones de leyes y reglamentos
14 aplicables.

15 Artículo 5.-Esta Ley entrará en vigor inmediatamente después de su aprobación.



ESTADO LIBRE ASOCIADO DE PUERTO RICO

OFICINA DEL GOBERNADOR
LA FORTALEZA

17 de agosto de 2009


Hon. Jenniffer González Colón
Presidenta
Cámara de Representantes
San Juan, Puerto Rico

Estimada señora Presidenta:

Me place informarle que el día 16 de agosto de 2009, el Gobernador, Hon. Luis G. Fortuño aprobó y firmó el Proyecto de la Cámara 1028, aprobado en la Decimosexta Asamblea Legislativa en su Primera Sesión Ordinaria, titulada:

LEY: Para separar el Sector Certenejas del Barrio Bayamón del Municipio Autónomo de Cidra y denominarlo como el Barrio Certenejas; ordenar a la Junta de Planificación de Puerto Rico a que tome conocimiento de dicho cambio y así lo haga constar en los mapas del Municipio Autónomo de Cidra, adoptados por dicha Junta, conforme a las disposiciones de aquellas leyes aplicables.

Cordialmente,


Lcdo. Miguel Hernández Vivoni
Asesor del Gobernador
Oficina de Asuntos Legislativos

MHV/mp

Pieza del Senado de Puerto Rico 169 (P. de S. 169) para separar el Sector El Tumbao del Barrio Palo Seco del Municipio de Maunabo y denominarlo como el Barrio Tumbao

Forma de citar: Senado de Puerto Rico (2012). Pieza del Senado de Puerto Rico 169 (P. de S. 169) para separar el sector El Tumbao del barrio Palo Seco del Municipio de Maunabo y denominarlo como Barrio Tumbao. *CIDE digital*, 3(1-2),132-136. Recuperado de <http://soph.md.rcm.upr.edu/demo/index.php/cide-digital/publicaciones>.

15^{ta} ASAMBLEA LEGISLATIVA 5^{ta} SESION ORDINARIA
 Ley Núm. 45
 (Aprobada en 1^o de junio de 2003)

(P. del S. 169)

LEY

Para separar el Sector El Tumbao del Barrio Palo Seco del Municipio de Maunabo y denominarlo como el Barrio Tumbao y ordenar a la Junta de Planificación de Puerto Rico a que tome conocimiento de dicho cambio y así lo haga constar el mismo en los mapas del Municipio de Maunabo, adoptados por dicha Junta, conforme a las disposiciones de Ley aplicables.

EXPOSICION DE MOTIVOS

El Sector El Tumbao forma parte del Barrio Palo Seco del Municipio de Maunabo, cuya demarcación geográfica está delimitada por montañas y el Río San Lorenzo. Colinda por el norte con la Sierra Pandura, Carr. #3, Km. 104, Hm. 4; por el sur, con el Barrio Calzada, Int. Carr. #759, Km. 0, Hm. 5, Ramal 771; por el este, con el Barrio Talante, Carr. #3, Int. 750, Km. 2, Hm. 0; y por el oeste, con el Barrio Lizas, Carr. 759, Km. 3, Hm. 8.

El Sector El Tumbao tiene una densidad poblacional de más de 750 habitantes, que refleja un aumento palpable, a raíz del cual se ha desarrollado a su vez el área urbana, habiéndose construido más de trescientas (300) viviendas. Este Sector se distingue porque cuenta con una cancha recreativa, un centro de cuidado diurno de niños, varios negocios, dos unidades electorales, representación en la Legislatura Municipal del Municipio de Maunabo y está constituido por una comunidad que se ha distinguido por un gran desarrollo urbano, notable a través del tiempo. Los ciudadanos que viven en el Sector El Tumbao, tienen un gran sentido de unidad y solidaridad comunitaria, evidenciado en las múltiples y variadas actividades deportivas, recreativas, cívicas, educativas y culturales que constantemente llevan a cabo para beneficio general de la comunidad.

DECRETASE POR LA ASAMBLEA LEGISLATIVA DE PUERTO RICO:

Artículo 1.- Se ordena la separación del Sector El Tumbao del Barrio Palo Seco del Municipio de Maunabo, y se denomina como el Barrio Tumbao de dicho Municipio.

Artículo 2.- La limitación y colindancia geográfica del Barrio Tumbao serán las siguientes:

Barrio Tumbao: El límite del Barrio Tumbao se origina en un punto del Río Maunabo donde colindan los señores Mateo Navarro en el Barrio Talante, Ignacio López en el Barrio Tumbao y Carlos Calimano en el Barrio Calzada. Este punto es colindancia común para los tres barrios. Prosigue el límite en dirección noreste

por colindancias del señor Ignacio López en el Barrio Tumbao, Mateo Navarro y la Sucesión Rosa García en el Barrio Talante hasta llegar a un pedazo de hierro enclavado en lo alto de una loma que a la vez sirve de colindancia a Ignacio López y a la Sucesión Rosa García. Continúa el límite por toda la cima de lomas en dirección general noroeste y luego noreste, deslindando fincas de Paula García, Bernardina Curet, Pura Domínguez y Eusebia Rivera en el Barrio Talante, con parcelas de la P.R.R.A., en el Barrio Tumbao. Desde aquí sigue en dirección general noreste por un camino que deslinda finca de Antonio Albarrasín en el Barrio Talante, don Rosalío Lebrón y Nicolasa Lebrón en el Barrio Tumbao hasta llegar a una arboleda de mango y mameyes. Prosigue el límite en la misma dirección por colindancias de los señores Julio García en el Barrio Talante, Florencio Negrón en el Barrio Tumbao y luego por colindancias de fincas de don Eusebio Rivera en el Barrio Talante, Candelario Rosario y José Pinto en el Barrio Tumbao, hasta llegar al límite municipal con Yabucoa y hasta llegar al límite municipal de Yabucoa en un monte de la Cuchilla de Panduras donde existe una arboleda de guabá.

Continúa el límite del Barrio Tumbao en dirección general noroeste por la cima de la Cuchilla de Panduras, sirviendo de colindancia a fincas de don Eusebio Rivera en el Barrio Tumbao de Maunabo y la Sucesión Roig de Yabucoa, hasta llegar a un monte donde existe una piedra grande que sirve de colindancia a fincas de Encarnación Ruiz en el Barrio Lizas, Parcelas de la P.R.R.A. en el Barrio Tumbao y la Sucesión Roig. Este punto es colindancia común para ambos barrios de Maunabo y el Municipio de Yabucoa. Prosigue el límite con el Barrio Lizas por el eje de un camino en dirección general suroeste dividiendo terrenos, propiedad de la P.R.R.A. en el Barrio Tumbao y terrenos en el Barrio Lizas propiedad de Encarnación Ruiz, Cruz Morales, Juana Amaro, Aurora Torres, Magdalena León, Juan J. León, Evaristo Morales y Alejandrina Ortiz, donde existe un árbol de Ceiba grande. Prosigue por la cima de una loma hasta llegar al Río Maunabo.

Continúa el límite aguas abajo por dicho río hasta llegar al punto donde una hondonada vierte sus aguas al río, o sea, en el punto de colindancia común para los barrios Tumbao, Lizas y Palo Seco. Prosigue el límite con el Barrio Palo Seco, aguas abajo del Río Maunabo, hasta llegar a un punto del río, donde existen las ruinas de un puente del antiguo ferrocarril de la Central Columbia. Este punto es colindancia común para los barrios Tumbao, Palo Seco y Calzada. Continúa el límite con el Barrio Calzada, aguas abajo del Río Maunabo, hasta llegar al punto donde colindan los señores Mateo Navarro en el Barrio Talante, Ignacio López en el Barrio Tumbao y Carlos Calimano en el Barrio Calzada y a la vez punto inicial de esta descripción.

Artículo 3.-Se ordena a la Junta de Planificación de Puerto Rico que tome conocimiento de dicho cambio y haga constar el mismo en los mapas del Municipio de Maunabo, adoptados por dicha Junta, conforme a las disposiciones de leyes y reglamentos aplicables.

Artículo 4.- Esta Ley comenzará a regir inmediatamente después de su aprobación.

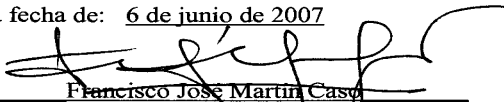
Presidente del Senado

Presidente de la Cámara

DEPARTAMENTO DE ESTADO
Certificaciones, Reglamentos, Registro de
Notario y Venta de Leyes

CERTIFICO: Que es copia fiel y exacta del original.

A la fecha de: 6 de junio de 2007



Francisco José Martín Casó
Secretario Auxiliar de Servicios

**ESTADO LIBRE ASOCIADO DE PUERTO RICO
LA FORTALEZA
SAN JUAN, PUERTO RICO**

Boletín Administrativo Núm.: OE-2007- 53

**ORDEN EJECUTIVA DEL GOBERNADOR DEL ESTADO
LIBRE ASOCIADO DE PUERTO RICO PARA ENMENDAR EL
MAPA OFICIAL DEL MUNICIPIO DE MAUNABO CREANDO
LOS LÍMITES DEL BARRIO TUMBAO**

- POR CUANTO:** La Constitución de Puerto Rico, en su Artículo VI, Sección 1, concede a la Asamblea Legislativa la facultad para crear, suprimir, consolidar y reorganizar municipios, modificar sus límites territoriales y determinar lo relativo a su régimen y función.
- POR CUANTO:** La Ley Núm. 45 de 1 de junio de 2007, "Ley para separar el Sector El Tumbao del Barrio Palo Seco en el Municipio de Maunabo y denominarlo como el Barrio Tumbao", en su primer Artículo, convirtió el Sector El Tumbao del Barrio Palo Seco en el Municipio de Maunabo, en el Barrio Tumbao de dicho Municipio.
- POR CUANTO:** El tercer Artículo de dicha Ley ordenó a la Junta de Planificación que tomara razón de dicha conversión e hiciese constar la misma en los mapas del Municipio de Maunabo adoptados por la Junta y con arreglo a las disposiciones de Ley.
- POR CUANTO:** El Barrio Tumbao tiene una densidad poblacional de más de 750 habitantes, que refleja un aumento palpable, a raíz del cual se ha desarrollado, a su vez, el área urbana, habiéndose construido más de trescientas (300) viviendas. Los ciudadanos que viven en el Barrio Tumbao tienen un gran sentido de unidad y solidaridad comunitaria, evidenciado en las múltiples y variadas actividades deportivas, cívicas,

educativas y culturales que constantemente llevan a cabo para beneficio general de la comunidad.

POR CUANTO:

La Junta de Planificación adoptó el Mapa Oficial del Municipio de Maunabo y describió sus límites de la siguiente manera: por el Norte, con la Sierra de Pandura y el Municipio de Yabucoa; por el Sur, con el Río Maunabo y los barrios Palo Seco y Calzada; por el Este, con el Barrio Talante y por el Oeste, con el Barrio Lizas.

POR TANTO:

YO, ANÍBAL ACEVEDO VILÁ, Gobernador de Puerto Rico, en virtud de los poderes inherentes a mi cargo y de la autoridad que me ha sido conferida por la Constitución y las leyes del Estado Libre Asociado de Puerto Rico, por la presente dispongo lo siguiente:

PRIMERO:

Se aprueba el Mapa Oficial del Municipio de Maunabo, según adoptado por la Junta de Planificación el día 9 de julio de 2007, mediante la Resolución Núm. JP-2007-74-MLT.

SEGUNDO:

Esta Orden Ejecutiva tendrá vigencia inmediata.

EN TESTIMONIO DE LO CUAL, expido la presente bajo mi firma y hago estampar en ella el Gran Sello del Estado Libre Asociado de Puerto Rico, en la ciudad de San Juan, hoy **13** de noviembre de 2007.




ANIBAL ACEVEDO VILA
Gobernador

Promulgada de acuerdo con la ley, hoy **14** de noviembre de 2007.


FERNANDO J. BONILLA
Secretario de Estado