

EL TAMAÑO DE LA FAMILIA Y LA DESNUTRICION EN SANTO DOMINGO

DONALD MacCORQUODALE
HAYDEE RONDON DE NOVA

El papel que juega la pobreza como factor causal en la desnutrición de los niños en edad preescolar es ampliamente aceptado.¹⁻³ Varios otros factores se encuentran implicados en la etiología de la desnutrición: especialmente la ignorancia;^{1,4} las infecciones intercurrentes, particularmente la diarrea;⁵⁻⁷ y por último, factores demográficos, especialmente tamaño de la familia.^{8,9} Este trabajo está dirigido a examinar este último factor.

En un estudio de 1,094 niños menores de seis años, realizado en Candelaria Colombia, los investigadores Wray y Aguirre hallaron que en familias con cuatro hijos o menos, el 37.8 por ciento de los niños estaban desnutridos.⁸ En familias con cinco hijos o más, el 44.1 por ciento de ellos estaban desnutridos. La diferencia entre ambos grupos fue estadísticamente significativa al nivel de probabilidad de 0.05. Los autores del citado estudio de Candelaria observaron que entre las mujeres con cuatro o más embarazos, la desnutrición en los niños en edad preescolar fue significativamente más prevalente entre las madres que no reportaron abortos, que entre aquellas que reportaron uno o más abortos. El estudio no hizo esfuerzo alguno por distinguir entre abortos espontáneos e inducidos.

La versión original inglesa se publicó como: "Family size and malnutrition in Santo Domingo". *Public Health Reports*, 92(5):453-457, Sept.-Oct. 1977. Traducción al español por Vivian M. Mota

Después de examinar la población total de niños en edad preescolar de una comunidad semi-rural de Tailandia, Wray⁹ encontró también que el 58 por ciento de los niños pertenecientes a familias con cuatro hijos o más estaban desnutridos, en contraposición a un 42 por ciento de niños en familias con tres hijos o menos. La diferencia entre ambos grupos fue estadísticamente significativa.

Sin embargo, algunos otros estudios no han podido confirmar esta asociación entre el tamaño de la familia y la desnutrición en niños en edad preescolar. Por ejemplo, en un estudio del tipo cohorte de todos los niños nacidos en una aldea mexicana entre el 1 de marzo de 1966 y el 28 de febrero de 1967 se observó que 19 niños desarrollaron una severa desnutrición clínica antes de cumplir los 39 meses de edad.¹⁰ Esos niños fueron pareados al momento de nacer, tanto en su edad gestacional como en el peso y longitud total de su cuerpo, con un grupo de niños que se consideró que nunca habían sufrido de una desnutrición severa. No se encontró diferencia en cuanto al número de hijos vivos entre las familias con y sin niños severamente desnutridos. En otro estudio, se parearon las madres de 60 niños seleccionados al azar, sobrevivientes de kwashiorkor y tratados de esta enfermedad en un hospital de Zambia, con las madres de niños clínicamente bien alimentados que habían recibido atención en los mismos servicios clínicos para menos de cinco años, no habiéndose encontrado ninguna diferencia significativa entre los dos grupos en lo que respecta al tamaño de la familia.¹¹

En el pueblo haitiano de Fond Parisien, Ballweg estudió una muestra seleccionada al azar consistente en 30 familias con un niño en edad preescolar cuyo peso era normal; 30 familias con un niño cuya desnutrición era de primer grado; 27 familias con un niño cuya desnutrición era de segundo grado; y, finalmente, 27 familias con un niño con una desnutrición de tercer grado.¹²

En familias con cuatro hijos o menos, el 75 por ciento de los niños sufrían de desnutrición en algún grado, y en aquellas con cinco hijos o más, el 76 por ciento de los niños estaban desnutridos.

Aunque se empleó la misma metodología en las investigaciones de Colombia y Tailandia, no ocurrió así en los demás estudios citados. Esta diferencia metodológica podría explicar la falta de consistencia entre los hallazgos de estas investigaciones. Wray ha indicado que lo que se necesita "para entender el efecto del tamaño familiar es una comparación de la prevalencia de la desnutrición o de las tasas de mortalidad en una población substancial de niños agrupados según el tamaño de la familia".⁹

En la República Dominicana no se han emprendido estudios cuyo objetivo primordial haya sido identificar los determinantes de la desnutrición en niños en

edad preescolar. De ahí que hayamos elegido realizar un estudio caso-control sobre desnutrición en niños preescolares con la finalidad de explorar una serie de hipótesis. Estas se examinarían más adelante en una población mayor de niños, si los hallazgos iniciales sugirieran la utilidad de tal investigación.

En el presente trabajo anticipamos que la paridad de las madres de los niños bien alimentados sería menor que la de las madres de niños desnutridos, habiendo definido la paridad en términos del número de hijos nacidos vivos tenidos por las madres. Esperamos también que las madres de los niños bien alimentados tendrían un número menor de hijos vivos, un mayor conocimiento y práctica de métodos anticonceptivos, y habrían experimentado más abortos, espontáneos o inducidos, que las madres de niños desnutridos.

METODOLOGIA

El grupo de casos de este estudio estuvo compuesto por las madres de 82 niños desnutridos, menores de cinco años de edad. Los niños habían sido referidos desde los varios servicios clínicos del departamento de Consulta Externa del Hospital Infantil Robert Reid Cabral a la Clínica de Nutrición del mismo establecimiento, durante los meses de octubre y noviembre de 1975. Todos estos niños sufrían de desnutrición en tercer grado, de acuerdo a la clasificación de Gómez. El marasmo predominaba en forma abrumadora en los menores de un año, y el kwashiorkor era igualmente preponderante en los niños mayores de un año de edad.

La madre de cada niño desnutrido fue entrevistada por una de tres mujeres, recién graduadas de médicos en la Universidad Autónoma de Santo Domingo. El cuestionario del estudio fue diseñado para examinar las hipótesis delineadas anteriormente; la parte del cuestionario que trataba sobre fertilidad, abortos y anti-concepción fue adaptada de un cuestionario modelo desarrollado por la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población.¹³

En vista de la dificultad que tienen las mujeres latinoamericanas en admitir el haberse provocado un aborto, no se hizo ningún esfuerzo por distinguir entre los abortos espontáneos y los inducidos. Estos últimos se identificaron preguntando a las mujeres si ellas habían tenido algún embarazo que no hubiera terminado en un nacimiento vivo; en este caso, se les preguntaba en qué mes del embarazo había ocurrido la interrupción.

Al inicio del estudio se tradujo al español el cuestionario, y se realizó una encuesta piloto aplicada a 12 mujeres que habían llevado niños desnutridos al Hospital Robert Reid. A continuación se hicieron al cuestionario las modificacio-

nes necesarias. Las mujeres entrevistadas en la encuesta piloto no se incluyeron en la muestra en que se basó este estudio.

Después de entrevistar a cada una de las 82 mujeres con niños desnutridos, se las llevó en automóvil a sus casas, que invariablemente resultaron estar ubicadas en barrios pobres de Santo Domingo. Allí mismo se seleccionó un niño residente del barrio, de la misma edad y sexo que el niño desnutrido, para medir su peso y estatura. Si el estado nutricional de este niño era normal, según la clasificación de Gómez, y si además sus hermanos estaban clínicamente bien alimentados —es decir, si no mostraban señales observables de desnutrición— entonces a su madre se le aplicaba el mismo cuestionario usado con la madre del niño desnutrido.

Si el niño seleccionado en el barrio resultaba estar desnutrido o si alguno de sus hermanos mostraba alguna evidencia clínica de desnutrición, se buscaba otro niño de la misma edad y sexo que el niño desnutrido en los alrededores y se repetía el proceso descrito en el párrafo anterior. En ningún caso fue necesario buscar un tercer niño que sirviera de control. La muestra final consistió en las 82 madres con un hijo desnutrido, y 82 madres con un hijo bien alimentado, de la misma edad, sexo y lugar de residencia.

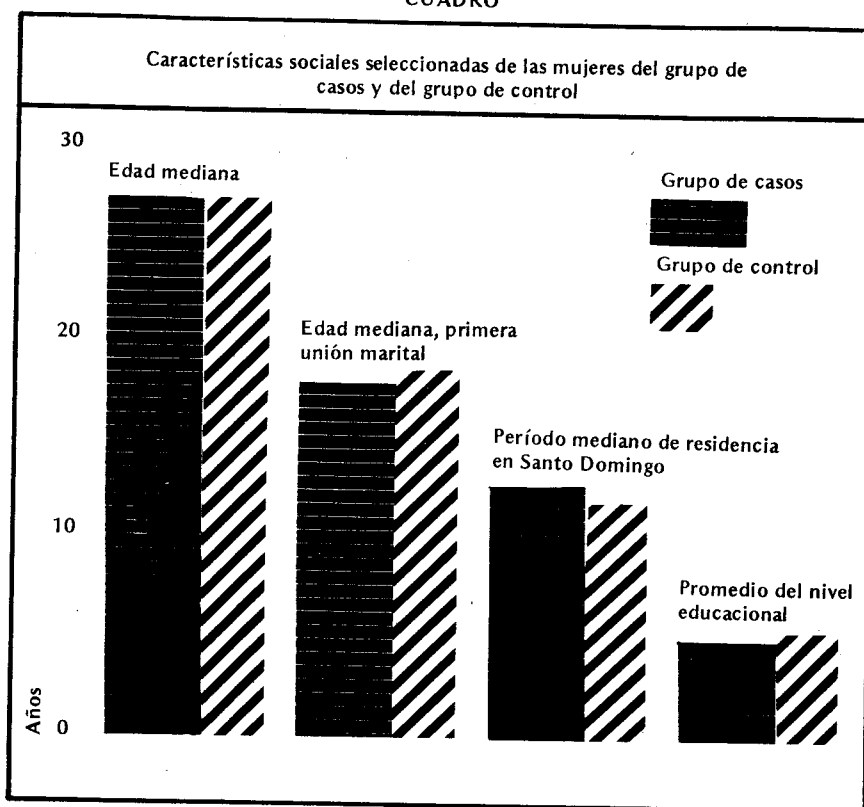
En vista del efecto que tiene el ingreso tanto sobre la fertilidad como sobre el estado nutricional de los niños en edad preescolar, era claramente deseable el intentar la selección de mujeres, para el grupo de control, que tuvieran el mismo nivel de ingresos que las mujeres del grupo de casos. Sin embargo, es muy difícil medir con exactitud las desigualdades en el ingreso;^{14, 15} y de hecho, se ha sugerido que la mejor manera de lograr esta medición es a través de encuestas especiales sobre los ingresos y los gastos, repetidas a intervalos de dos a tres años.¹⁵ Esta técnica era claramente imposible de usar en nuestro estudio, por lo que creímos que el proceso descrito aseguraría que el status socio-económico de las mujeres del grupo de control, se aproximaría al de las mujeres del grupo de casos. Sin embargo, como se verá más adelante, se hicieron esfuerzos adicionales para estimar el status socio-económico de las mujeres de los dos grupos.

RESULTADOS

El proceso de apareamiento resultó ser exitoso en nuestra selección de los dos grupos de mujeres, que fueron notablemente similares en relación a ciertas características importantes. No se encontraron diferencias significativas en la edad mediana de los dos grupos, ni tampoco en la edad mediana al momento de la primera unión marital o consensual, ni en el período mediano de residencia en

Santo Domingo (únicamente 13 madres del grupo de casos y 14 madres del grupo de control habrían nacido en el Distrito Nacional, el cual incluye la ciudad de Santo Domingo y lugares aledaños). Finalmente, no hubo diferencia significativa en el promedio del nivel educacional alcanzado por las mujeres (ver el cuadro).

CUADRO



Sin embargo, se observaron diferencias significativas en otros aspectos entre los dos grupos. Las madres de los niños bien nutridos (es decir, las del grupo de control) tenían un promedio de 3.95 nacidos vivos; las madres de los niños desnutridos (o sea, las del grupo de casos) presentaron un promedio de 4.66 nacidos vivos por madre. Esta diferencia entre ambos grupos podría reflejar, por supuesto, una diferencia en la composición por edades del grupo de casos y del grupo de control; sin embargo, una vez que la paridad fue estandarizada por edad (ver tabla 1), es aparente que existe una diferencia significativa.

Tabla 1. Paridad estandarizada por edad (indirecta) del grupo de casos y del grupo de control

Grupos de Edad (años)	Número de Mujeres		Tasas de Paridad		Número Esperado ¹	
	Casos	Control	Casos	Control	Casos	Control
15 - 19.....	8	8	1.38	1.50	22.08	24.00
20 - 24.....	31	21	2.90	2.52	150.80	131.04
25 - 29.....	25	23	5.16	3.78	247.68	181.44
30 - 34.....	7	17	7.00	4.88	168.00	117.12
35 - 39.....	9	9	8.33	6.56	149.94	118.08
40 y más.....	2	4	14.00	7.50	84.00	45.00
Total.....	82	82	822.5	616.68

¹F = 29.46, df = 5/5, P = < 0.01.

La paridad relativa indirecta, estandarizada por edad, fue $(822.5 \div 616.68)$ de 1.33. Por consiguiente, luego de estandarizada por edad, la paridad de las madres del grupo de niños desnutridos es 33 por ciento más alta que aquella de las madres de los niños bien nutridos.

En algunos casos, la diferencia en la paridad de los dos grupos de mujeres se puede explicar por las diferencias en la edad al momento de la primera unión marital. En este caso, tal explicación no parece probable. Como se afirmó antes, la edad mediana de las mujeres al realizarse la primera unión, marital o consensual, fue de 17.1 años para el grupo de casos, y de 17.6 años para el grupo de control, no siendo significativa la diferencia entre ambas edades.

Las madres del grupo de casos tenían un promedio de 4.1 hijos vivos, y las del grupo de control un promedio de 3.6 hijos vivos. La diferencia es significativa en el nivel de probabilidad de 0.05, cuando se estandariza por la edad de las madres (ver tabla 2).

El número relativo indirecto, estandarizado por edad, de hijos vivos fue de 1.31 $(730.5 \div 559.22)$. Cuando se estandariza la edad, el número de hijos vivos tenidos por las mujeres del grupo de casos fue mayor en un 31 por ciento.

De los 385 hijos nacidos vivos a las madres del grupo de casos, 47 de ellos (12.2%) murieron antes de cumplir los cinco años de edad. De los 324 hijos nacidos vivos a las madres del grupo de control, 27 de ellos (8.3%) murieron antes de cumplir los cinco años de edad. La diferencia no es significativa ($X^2 = 2.83$, $df = 1$, $P = < 0.1$).

Un número significativamente mayor de mujeres en el grupo de control (29 mujeres) que en el grupo de casos (22 mujeres) había experimentado uno o más abortos ($X^2 = 5.14$, $df = 1$, $P = < 0.05$). El promedio de abortos por mujer en el grupo de control (0.54 abortos por mujer), sin embargo, no fue significativamente diferente de el número promedio de abortos por mujer (0.39) para el grupo de casos.

A cada mujer se le preguntó si ella conocía algún método o métodos que las parejas usan para evitar embarazos. A las mujeres que contestaban afirmativamente se les preguntaba también el nombre de los métodos de los que ellas habían oído hablar. Siete mujeres en el grupo de casos y siete en el grupo de control afirmaron no conocer ningún método. El número promedio de métodos mencionados por aquellas mujeres que conocían uno o más fue idéntico tanto en el grupo de control como en el de casos, 2.5 métodos.

De las mujeres del grupo de casos, 56 de ellas, o sea el 68.3 por ciento, ha-

Tabla 2. Número de hijos vivos estandarizado por edad (indirecto) del grupo de casos y del grupo de control

Grupos de Edad (años)	Número de Mujeres		Total	Número Promedio de Hijos Vivos		Número Esperado ¹	
	Casos	Control		Casos	Control	Casos	Control
15 - 19.....	8	8	16	1.38	1.50	22.08	24.00
20 - 24.....	31	21	52	2.61	2.24	135.72	116.48
25 - 29.....	25	23	48	4.44	3.30	213.12	158.40
30 - 34.....	7	17	24	6.57	4.35	157.68	104.40
35 - 39.....	9	9	18	7.22	6.33	129.96	113.94
40 y más.....	2	4	6	12.00	7.00	72.00	42.00
Total.....	82	82	164	730.56	559.22

¹ F = 8.1, df = 5/5, P = < 0.05.

bían usado algún método para evitar embarazos; mientras que en el grupo de control lo habían usado 41 mujeres, es decir, el 50 por ciento. La diferencia es significativa ($X^2 = 13.1$, $df = 1$, $P < 0.001$). No se observó ninguna diferencia digna de mención entre los dos grupos con relación al número de mujeres que practicaban la anticoncepción al momento de realizarse la encuesta. Cuando ésta estaba siendo aplicada, las mujeres del grupo de casos usaban los dispositivos intrauterinos en mayor medida que las mujeres del grupo de control; pero este último hacía un uso algo mayor de la píldora y la esterilización que el grupo de casos.

Las historias del uso de métodos anticonceptivos de los dos grupos se presentan en la tabla 3.

Para determinar el status socio-económico de las entrevistadas se usaron tres indicadores: el nivel educacional de las madres; el tipo de facilidades existentes en sus hogares; y, finalmente, si los niños incluidos en este estudio habían nacido en un hospital público o en una clínica privada. Como ya se afirmó antes, no hubo diferencia significativa en el nivel educacional de los dos grupos de mujeres.

El análisis de las facilidades de los hogares de las madres de los dos grupos no mostró diferencias notables. A cada entrevistada se le preguntó si en su hogar tenía alguna de las siguientes facilidades: electricidad, letrina, inodoro y agua de tubería. Tanto a la letrina como a la electricidad se les asignó un valor de 1; y al inodoro y al agua de tubería, un valor de 2. Para cada hogar se estableció un índice de facilidades. El valor promedio de estos índices fue de 2.3 para las madres del grupo de casos y de 2.6 para las madres del grupo de control. La diferencia no es significativa.

Por otra parte, sólo cuatro madres del grupo de casos dió a luz al niño incluido en el estudio en una clínica privada; mientras que 17 de las madres del grupo de control dieron a luz a los niños del estudio comparativo en una clínica privada. La diferencia es significativa ($X^2 = 11.1$, $df = 1$, $P = 0.001$), como se muestra en el siguiente resumen de los hallazgos relativos al status socio-económico de los dos grupos:

Indicador	Grupo de casos (N = 82)	Grupo de control (N = 82)
Niño nacido en clínica privada	4	17
Índice de facilidades en el hogar	2.3	2.6
Promedio del nivel educacional	3.8	4.1

Tabla 3. Historia anticonceptiva del grupo de casos y del grupo de control		
Historia	Grupo de Casos (N = 82)	Grupo de Control (N = 82)
Cualquier conocimiento de métodos anticonceptivos ¹	75	75
Usó algún método ²	56	41
Usa algún método actualmente....	26	29
Método:		
Esterilización.....	8	12
Píldora.....	5	9
DIU.....	10	1
Condón.....	1	4
Retiro.....	1	2
Ducha.....	0	1
Nunca tuvo un aborto ³	22	29
Porcentaje de embarazos termina- dos en abortos.....	7.7	12.0
¹ No es significativo	² p < 0.001.	³ p < 0.05.

DISCUSION

Aunque los hallazgos de este estudio deban considerarse como tentativos en vista de las limitaciones de la metodología empleada, ellos tienden a confirmar la asociación observada en los estudios de Colombia y Tailandia^{9, 10} entre el tamaño de la familia y la desnutrición en niños de edad preescolar. Sin embargo, en nuestro estudio la diferencia entre la paridad promedio del grupo de casos y del grupo de control (4.7 y 4.0 respectivamente) es algo más notable que la diferencia entre el promedio de hijos vivos de las madres del grupo de casos (4.1) y el de las madres del grupo de control (3.6), aunque las diferencias sean significativas en ambos casos.

Los hallazgos de nuestro estudio sugieren también que la diferencia en la paridad entre las madres del grupo de casos y las del grupo de control no es debida al grado de práctica anticonceptiva de las mujeres de los dos grupos. Aunque no hubo diferencia en el número promedio de abortos experimentados por las mujeres de cada grupo, un número significativamente mayor de mujeres en el grupo de control reportó haber tenido uno o más abortos. Parece mucho más probable, por consiguiente, que esta diferencia se deba al grado en que las mujeres del grupo de control recurrieron al aborto inducido, aunque la evidencia disponible dista mucho de ser segura.

Wray y Aguirre han sugerido que aun variaciones relativamente pequeñas en el ingreso son determinantes de importancia en la desnutrición de niños en edad preescolar⁹. Estos autores encontraron que, entre familias cuyos gastos semanales en comida eran superior a 15 pesos por persona (a fines de 1963, 1 peso colombiano era aproximadamente igual a 10 centavos de dólar), las tasas de desnutrición de niños en edad preescolar eran consistentemente menores que las tasas promedio existentes en sus comunidades; siendo significativa la diferencia entre ambas tasas. Los autores comentaban que "lo verdaderamente revelador es el hecho de que aumentos tan ligeros (menos de 8 centavos de dólar por persona al día) parecen hacer una diferencia". De aquí el que deba uno preguntarse si tales variaciones en los ingresos estuvieron presentes en los grupos que estudiamos.

De acuerdo a cualquier criterio razonable, las mujeres, tanto en el grupo de casos como en el de control, eran obviamente pobres. Es muy poco probable que persona alguna tolere condiciones de vida semejantes a aquellas en que vivían esas mujeres, a no ser forzada por la más absoluta necesidad. Sin embargo, el hecho de que 17 madres del grupo de control pudieran pagar para dar a luz a sus hijos en una clínica privada, en oposición a sólo cuatro madres del grupo de casos, sugiere fuertemente que el ingreso familiar promedio de las mujeres del grupo de control pudiera haber sido mayor que el de las mujeres del grupo de casos. De aquí, que lo que aparentemente podría interpretarse como una asociación entre paridad y desnutrición en los niños de edad preescolar pueda hasta cierto punto estar reflejando simplemente la influencia de un nivel más elevado de ingresos familiares. Una cuidadosa revisión de los gastos en comida realizados por la familia durante las 24 horas anteriores a las entrevistas pudiera haber sido un modo más adecuado de estimar el ingreso familiar.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

1. A. Berg. *The nutrition factor*. Washington, D.C., The Brookings Institution, 1973. p.40.

2. G. A. Goldsmith. "Food and population". *Am. J. Clin. Nutr.*, 28:938-940, August 1975.
3. A. S. Shulry and L. M. Kanel. "Classification and epidemiology of protein-calorie malnutrition". *Gaz. Egypt. Pediatr.*, 22: 1-5, January 1974.
4. M. Béhar. "Characteristics and epidemiology of protein malnutrition in childhood". In: *Symposium on Protein Malnutrition in Childhood*, 10., Honolulu, 1961. Paper. Honolulu, Pacific Science Association, 1961.
5. M. Béhar, W. Ascoli and N. S. Scrimshaw. "An investigation into the causes of death in children in four rural communities of Guatemala". *WHO Bull.*, 19:1092-1102, 1958.
6. N. S. Scrimshaw. "The effect of nutrition and infection of the preschool child". In: *National Academy of Sciences. National Research Council. Preschool child malnutrition: primary deterrent to human progress*. Washington, D.C., 1965. p.63-73. (National Academy of Sciences. Publication, 1282).
7. R. R. Puffer and C. V. Serrano. *Patterns of mortality in childhood*. Washington, D.C., Pan American Health Organization, 1973. p.81-83. (Pan American Health Organization. Scientific publication, 262).
8. Joe D. Wray and A. Aguirre. "Protein-calorie malnutrition in Candelaria, Colombia. I. Prevalence: social and demographic factors". *J. Trop. Pediatr.*, 15:76-98, September 1969.
9. Joe D. Wray. "Population pressure on families: family size and child spacing". In *National Academy of Sciences. Rapid population growth; consequences and policy implications*. Baltimore, Maryland, 1971. v.2, p.406-408.
10. J. Cravioto and E. Delicardie. "Environmental correlates of severe clinical malnutrition and language development in survivors of kwashiorkor or marasmus". *Of. San. Panam. Bull.*, 7:50-70, 1953.
11. A. J. Stephens. "The impact of health care and nutritional education on an urban community in Zambia through the under five clinics". *J. Trop. Med. Hyg.*, 78:97-105, May 1975.
12. J. A. Ballweg. "Family characteristics and nutrition problems of preschool children in Fond Parisien, Haiti". *J. Trop. Pediatr.*, monograph 23, September 1972.
13. Population Council. *A manual for surveys of fertility and family planning: knowledge, attitudes and practice*. New York, 1970. 405p.
14. G. Myrdal. *Asian drama: and inquiry into the poverty of nations*. New York, Pantheon, 1968. p.531-536.
15. I. A. Sirageldin. "The demographic aspects of income distribution". In: Warren C. Robinson, ed. *Population and development planning*. New York, Population Council, 1975. p.153-187.

RESUMEN

Un estudio de caso-control de 82 mujeres dominicanas residentes en zona urbana todas ellas con un niño desnutrido y 82 mujeres con un niño bien nutrido de la misma edad, sexo y lugar de residencia reveló que las mujeres del grupo de control tenían una paridad significativamente menor, así como también un número menor de hijos vivos. Más mujeres en el grupo de casos habían usado algún método anticonceptivo en algún momento que las mujeres del grupo de control. Sin embargo, la prevalencia de la práctica anticonceptiva resultó ser idéntica en los dos grupos. Más mujeres en el grupo de control habían tenido uno o más abortos, espontáneos o inducidos, que las del grupo de casos. Aunque las mujeres en los dos grupos fueron seleccionadas en los mismos barrios, hay evidencia que sugiere que las mujeres del grupo de control podrían haber tenido mayores ingresos familiares. Estos mayores ingresos podrían explicar, al menos de manera parcial, las diferencias en paridad entre los dos grupos; así como la diferencia en el estado nutricional de los niños en edad preescolar de las madres de ambos grupos.

ABSTRACT

A case-control study of 82 urban Dominican women with a malnourished child and 82 women with a well-nourished child of the same age, sex, and neighborhood of residence revealed that the women of the control group had significantly lower parity and also had fewer living children. More women in the case group had used contraception at one time. Nevertheless, the prevalence of current contraceptive use was identical in the two groups. More women in the control group had undergone one or more spontaneous or induced abortions. Although the women in both groups were selected from the same neighborhoods, there is evidence to suggest that the women in the control group may have had higher family incomes. The higher incomes could well account, at least in part, for the difference in parity between the two groups as well as for the difference in nutritional status in the preschool children of the mothers of these groups.