

# NOTAS DE POBLACIÓN

AÑO XXVIII, N° 72, SANTIAGO DE CHILE



NACIONES UNIDAS



Comisión Económica para América Latina y el Caribe  
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) – División de Población

LC/G.2114-P

Junio de 2001

Copyright © Naciones Unidas 2001  
Todos los derechos están reservados  
Impreso en Chile

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones. Sede de las Naciones Unidas, N.Y.10017, EE.UU. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

PUBLICACIÓN DE LAS NACIONES UNIDAS

NÚMERO DE VENTA: S.01.II.G.98

ISBN 92-1-321858-3

Ilustración de portada : Carlos Prado (San Pablo, 1908-1992)  
Detalle, *Barredores de la calle*, 1935  
Diseño de portada : María Eugenia Urzúa

# COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE

**Jose Antonio Ocampo** Secretario Ejecutivo

## CENTRO LATINOAMERICANO Y CARIBEÑO DE DEMOGRAFÍA (CELADE) – DIVISIÓN DE POBLACIÓN

**Daniel S. Blanchard** Director

La Revista **NOTAS DE POBLACIÓN** es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población, cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina y el Caribe, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica dos veces al año (junio y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tantos artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre las tendencias demográficas y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

### **Comité editorial:**

Jorge Bravo  
Rolando Sánchez  
Susana Schkolnik

### **Coordinador Técnico:**

Juan Enrique Pemjean

### **Secretaria:**

María Teresa Donoso

### **Redacción y administración:**

Casilla 91, Santiago, Chile  
E-mail: [mdonosoeclac.cl](mailto:mdonosoeclac.cl)

Precio del ejemplar: US\$ 12

Suscripción anual: US\$ 20

Las opiniones expresadas en esta revista son responsabilidad de los autores, sin que el CELADE sea necesariamente partícipe de ellas.

## SUMARIO

Análisis demográfico: nuevas teorías, nuevos modelos y nuevos datos. <i>Alberto Palloni</i> .....	7
La estabilidad financiera de las pensiones basadas en cuentas nocionales. <i>Salvador Valdés-Prieto</i> .....	39
Problemas en la declaración de edad de la población adulta mayor en los censos. <i>Fabiana Del Popolo</i> .....	73
Factores demográficos del asentamiento y la circularidad en la migración México-Estados Unidos. <i>Alejandro I. Canales Cerón</i> .....	123
Abordando un proceso endógeno: la relación entre el trabajo extradoméstico femenino y el poder y autonomía de las mujeres casadas dentro del hogar en México. <i>Irene Casique</i> .....	159
Los comportamientos de salud correlacionados y la transición de la mortalidad en América Latina. <i>Michael J. McQuestion</i> .....	189

# LOS COMPORTAMIENTOS DE SALUD CORRELACIONADOS Y LA TRANSICIÓN DE LA MORTALIDAD EN AMÉRICA LATINA \*

**Michael J. McQuestion**

Centro de Demografía y Ecología  
Departamento de Sociología  
Universidad de Wisconsin-Madison

## RESUMEN

Durante los años ochenta la mortalidad continuó declinando en toda América Latina pese a la caída de 8.9%<sup>1</sup> del ingreso real per cápita, y el uso de los servicios primarios de salud siguió aumentando pese a su costo creciente. Se investigan estos resultados que desafían la intuición mediante el examen de dos comportamientos de salud importantes desde el punto de vista demográfico, la inmunización infantil y la atención materna, en dos países, Colombia y Paraguay. Se procedió a construir conjuntos de datos jerárquicos mediante el cotejo de los datos individuales y familiares de las encuestas de salud y demográficas de 1990 con los datos sobre la tasa de inmunización del ministerio de salud local y datos censales recientes. Se utiliza la proporción de niños mayores en el municipio que tienen cartillas de inmunización y la proporción de aquellos cuyas madres

---

\* Esta investigación fue patrocinada por el National Institute of Child Health and Human Development (Estados Unidos) (HD 07014), la Organización Panamericana de la Salud (HDP/HDR/HSS/RG/USA/1123) y la Fundación Nacional de Ciencias (SBR-9521327). Se contó con el patrocinio adicional del Centro de Demografía y Ecología con fondos otorgados por el National Institute of Child Health and Human Development (HD 05876). Prestaron su apoyo logístico la iniciativa especial de inmunización de la OPS y funcionarios de la OPS en Bogotá, Colombia y Asunción, Paraguay.

1 Nota del Editor: cifra corregida a partir de estadísticas oficiales compiladas por CEPAL (véase CEPAL, 1993, cuadro 3, p. 33).

utilizaron servicios prenatales como medidas rezagadas de interacción social y las agrego a los modelos multiniveles. Las medidas de interacción social incrementan notoriamente la probabilidad de que un hijo quede plenamente vacunado y que la madre reciba atención profesional en el parto. Además, las medidas de interacción social reducen los efectos aleatorios a nivel del conglomerado y del municipio en los casos de inmunización en Paraguay y de atención del parto en ambos países. Se usan estos resultados y los datos sobre cobertura y mortalidad de los países para demostrar que los efectos de la interacción social que operan mediante la inmunización y los servicios de atención del parto evitaron entre 3% y 4% de todas las muertes infantiles previstas y entre 9%-16% de las muertes maternas previstas en 1980 y 1990. Los efectos de la interacción social habrían obrado también a través de otras vías para incrementar la producción de salud en el hogar. Estos resultados apoyan la visión de que las transiciones demográficas son procesos mediados socialmente y contribuyen a explicar la robustez de la transición de la mortalidad en América Latina.

## CORRELATED HEALTH BEHAVIORS AND THE LATIN AMERICAN MORTALITY TRANSITION

### ABSTRACT

During the 1980s mortality continued to decline throughout Latin America despite a 8.9%<sup>1</sup> fall in real per capita income. Primary health care usage continued to increase despite its rising cost. I investigate these counterintuitive results by examining two demographically important health behaviours, child immunization and maternal care, in two countries, Colombia and Paraguay. I construct hierarchical datasets by matching individual and household data from 1990 Demographic and Health surveys to local ministry of health immunization coverage data and recent census data. I use the proportion of older children in the index *municipio* who have immunization cards and the proportion whose mothers used prenatal services as lagged social interaction measures and add them to multilevel models. The social interaction measures significantly increase the probability an individual child was fully immunized and her delivery professionally attended. Moreover, the social interaction measures reduce the cluster and *municipio*-level random effects in the cases of immunization in Paraguay and attended delivery in both countries. I use my results and reported coverage and mortality data from the countries to show that social interaction effects operating through immunization and delivery care

---

\* This research was sponsored by the National Institute of Child Health and Human Development (United States) (HD 07014), the Pan-American Health Organization (PAHO) (HDP/HDR/HSS/RG/USA/1123) and the National Science Foundation (SBR-9521327). Additional support was received from the Center for Demography and Ecology with funds provided by the National Institute of Child Health and Human Development (HD 05876). Logistical support was received from the special PAHO immunization initiative and PAHO officials in Bogotá, Colombia and Asunción, Paraguay.

1 Editor's note: figure corrected from official statistics compiled by ECLAC (see ECLAC, 1993, table 3, p.33).

services averted 3%-4% of all expected child deaths and 9%-16% of expected maternal deaths in 1980 and 1990. Social interaction effects probably operated through other pathways as well to increase household health production. These results support the view of demographic transitions as socially mediated processes and help explain the robustness of Latin America's mortality transition.



## Antecedentes y planteamiento del problema

¿Cuáles son las causas de que los regímenes demográficos varíen? ¿Están los comportamientos de salud y reproductivos determinados exclusivamente por factores materiales como el ingreso, los niveles de vida y la innovación tecnológica? ¿Hasta qué punto están influenciados por la acción colectiva, la difusión y otras fuerzas sociales más intangibles? En este estudio trato estas cuestiones fundamentales mediante el examen de las transiciones de la mortalidad en curso en dos países latinoamericanos, Colombia y Paraguay. Ambos países muestran fuertes contrastes entre sí en materia de geografía, historia, configuración étnica y trayectorias de desarrollo, y recorren sendas diferentes en el espectro demográfico latinoamericano (cuadro 1).

Me centro en la relación entre las declinaciones de la mortalidad y los comportamientos de salud individuales. Tal enfoque resulta apropiado en América Latina, una región donde la salud pública tiene una larga historia motivo de orgullo. A comienzos de los años setenta se estimaba que 63% de la región tenía acceso a la atención básica de salud, que incluía atención hospitalaria, inspección sanitaria de los hogares y medidas para el control de vectores, inmunizaciones, atención perinatal y declaración sistemática de enfermedades (OPS, 1992). Ninguna otra región en desarrollo tiene una infraestructura sanitaria tan amplia. A mediados de los años setenta los gobiernos latinoamericanos comenzaron a implementar programas de atención primaria de la salud (APS) destinados a ampliar y promover comportamientos específicos en materia de salud materno-infantil entre aquellos grupos de más alto riesgo (OMS, 1978; Pebley, 1993). En general, el esfuerzo latinoamericano en esta materia ha tenido éxito. Para la región en su conjunto, el porcentaje de niños plenamente inmunizados antes de los dos años de edad subió de 50% en 1983 a más de 75% en 1990 (de Quadros y otros, 1991); el porcentaje de madres que habían recurrido alguna vez a la terapia de hidratación oral en casa para tratar la diarrea infantil se elevó de 12% en 1984 a 56% en 1992 (OMS, 1991). El porcentaje de mujeres en uniones en edad reproductiva que utilizaban anticonceptivos modernos subió de un 37% en 1986-1989 (Rutemberg y otros, 1991) a más de 50% en 1990 (Naciones Unidas, 1992), y el porcentaje de madres que utilizan servicios prenatales subió de 56% en 1980 a 71% en 1990 (OPS, 1993a). Un capítulo importante del esfuerzo latinoamericano en materia de APS fue la iniciativa regional para la erradicación de la poliomielitis, coordinada por la OPS desde 1985 a 1991 (de Quadros y otros, 1991; United States Public Health Service, 1994). Se invirtieron

hasta mil millones de dólares en donaciones externas y fondos del gobierno en programas nacionales de inmunización durante este período, principalmente para mejorar la entrega de vacunas y los sistemas de vigilancia epidemiológica. En 1990, la combinación de servicios sistemáticos, campañas masivas periódicas y esfuerzos de movilización social habían elevado las tasas de inmunización a más de 80% en casi todos los 10 000 municipios de la región. El último caso de polio ocurrió en 1991.

Cuadro 1  
INDICADORES DEMOGRÁFICOS SELECCIONADOS,  
COLOMBIA Y PARAGUAY

	1950 - 1955	1955 - 1960	1960 - 1965	1965 - 1970	1970 - 1975	1975 - 1980	1980 - 1985	1985 - 1980	1990 - 1995
<b>Colombia</b>									
Esperanza de vida al nacer	50.6	55.2	57.9	60.1	61.7	64.0	67.2	68.3	69.3
Muertes/1 000 habitantes	16.7	13.4	11.5	10.1	8.6	7.6	6.4	6.1	6.0
Tasa de mortalidad infantil	123.0	105.0	92.0	82.0	73.0	59.0	41.0	40.0	37.0
Muertes maternas/100 000 nacimientos <sup>a</sup>						126.0	86.1	107.0	
Nacimientos/mujeres de 49 años <sup>b</sup>	6.76		6.76		4.66		3.51		2.67
Nacimientos/1 000 habitantes	47.3	45.4	44.2	41.6	32.6	31.7	29.4	25.9	24.0
Migrantes/1 000 habitantes <sup>c</sup>	-2.38	-2.74	-2.94	-2.94	-2.58	-2.23	-1.93	-1.58	-1.37
Tasa de crecimiento de la población	2.82	2.94	2.98	2.86	2.32	2.29	2.09	1.97	1.85
<b>Paraguay</b>									
Esperanza de vida al nacer	62.6	63.2	64.4	65.0	65.6	66.0	67.4	68.7	70.0
Muertes/1 000 habitantes	9.3	8.9	8.1	7.6	7.2	6.8	6.4	6.0	5.5
Tasa de mortalidad infantil	159.0	148.0	136.0	126.0	110.0	100.0	82.0	70.0	64.0
Muertes maternas/100 000 nacimientos <sup>a</sup>						469.0	365.0	150.0	
Nacimientos/mujeres de 49 años <sup>b</sup>	6.8		6.8		5.65		4.82		4.34
Nacimientos/1 000 habitantes	47.3	44.5	42.3	39.5	36.6	34.6	36.1	36.1	33.0
Migrantes/1 000 habitantes <sup>c</sup>	-10.29	-8.97	-5.27	-4.58	-3.2	3.47	2.96	1.01	0.22
Tasa de crecimiento de la población	2.78	2.67	2.9	2.7	2.6	3.19	3.2	2.91	2.69

<sup>a</sup> Naciones Unidas, *Urban and Rural Areas 1950-2025: The 1994 Revision*, Nueva York, 1994.

<sup>b</sup> i) Organización Mundial de la Salud (OMS), *Revised 1990 Estimates of Maternal Mortality: A New Approach by WHO and UNICEF*, Ginebra, 1996.

ii) Naciones Unidas, *World Population Prospects: The 1992 Revision*, Nueva York, 1993, Departamento de Análisis Económicos y Sociales, División de Población. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.93.XIII.7.

iii) James W. Wilkie (comp.), *Statistical Abstract of Latin America*, N° 33, Latin American Center Publications, Los Angeles, California, Universidad de California (UCLA), 1996, p. 147.

<sup>c</sup> Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), *Boletín demográfico*, N° 59, Santiago de Chile, 1997; "América Latina: porcentajes urbanos 1990", *Boletín demográfico*, N° 47 (LC/DEM/G.97), Santiago de Chile, enero de 1991.

Se ha comprobado fehacientemente que el mayor uso de las inmunizaciones, la terapia de rehidratación oral y los servicios prenatales y de atención del parto modificaron notoriamente el patrón de mortalidad de la región durante los años ochenta (OPS, 1992; Bahr y Wehrhahn, 1993; Álvarez-Larrauri, Álvarez-Larrauri y Jufresa-Carreras, 1994; Blaney, 1994; Nino y otros, 1994; Rivera, Salas y Amato, 1994; Matthews y Diamond, 1999). La sección superior del cuadro 2 muestra cómo las tasas de mortalidad de los niños en edad preescolar debido a enfermedades diarreicas, prevenibles por vacunas, respiratorias agudas y malnutrición disminuyeron durante el período en Colombia y Paraguay. La sección inferior del cuadro muestra un patrón similar para la salud materna. Las disminuciones de las tasas de mortalidad obstétrica directa representan los efectos combinados de una mejor atención prenatal y del parto y tasas de fecundidad declinantes. Estas últimas obedecen sobre todo al mayor uso de anticonceptivos, una conducta que incide tanto en la mortalidad como la fecundidad. Una medida más directa es la tasa de mortalidad materna, definida como el número anual de muertes maternas por 100 000 nacidos vivos. Como se observa en el cuadro 1, esta tasa cayó también significativamente en ambos países durante el período. Aunque ninguno de estos datos está ajustado por subdeclaración, revelan consistentemente que las tasas de mortalidad por dichas causas específicas cayeron durante un período cuando aumentó la utilización de la APS.

El hecho de que estos cambios beneficiosos ocurrieran precisamente en esas circunstancias resulta enigmático, ya que los años ochenta no fueron buenos para la economía latinoamericana. Durante la década el ingreso real se desplomó en 23% y el índice de precios al consumidor se cuadruplicó (CEPAL, 1989, 1993) y el PIB per cápita y la tasa de ahorro interno cayeron en forma sistemática (Devlin, 1989). En virtud de los programas de ajuste estructural programados por el FMI, los gobiernos se vieron obligados a recortar significativamente los presupuestos de salud (Altimir, 1984; OPS, 1994; Govindaraj, Chelleraj y Murray, 1997). Entre 1980 y 1990, la proporción del costo total en atención de salud que los latinoamericanos pagaron de su bolsillo subió de 24% a 54% (OPS, 1994; Musgrove, 1996, pp. 59-60). ¿Por qué entonces no recrudesció la mortalidad? Este resultado contrario a la intuición no se dio solamente en América Latina. La recesión de los años ochenta fue a escala mundial. De hecho, la declinación del ingreso y las condiciones de los programas de ajuste estructural fueron generalmente más severas en África y Asia, regiones donde los programas APS dependen mucho más del financiamiento externo. Los críticos de los programas de ajuste sostuvieron que esos programas habían incrementado

Cuadro 2

**MUERTES POR 100 000 HABITANTES, POR EDAD Y CAUSA, 1977-1990**

	Colombia				Paraguay			
	1977		1990		1980		1988	
	Tasa	Porcentaje	Tasa	Porcentaje	Tasa	Porcentaje	Tasa	Porcentaje
<b>Niños de 0 a 4 años de edad</b>								
Enfermedades diarreicas <sup>a</sup>	356.9	22	52.2	12	186.6	25	60.5	16
Prevenibles por vacunas <sup>b</sup>	56.0	4	3.9	1	26.2	4	10.3	3
Retardo del crecimiento <sup>c</sup>	77.5	5	15.6	4	12.7	2	11.6	3
Respiratorias agudas	374.9	23	77.3	17	265.4	36	66.2	18
Otras	743.3	46	302.1	67	250.5	34	229.2	61
<b>Total</b>	<b>1608.6</b>	<b>100</b>	<b>451.2</b>	<b>100</b>	<b>741.4</b>	<b>100</b>	<b>377.8</b>	<b>100</b>
<b>Mujeres de 15 a 44 años de edad</b>								
Obstétrica directa <sup>d</sup>	18.5	11	6.0	6	24.2	21	11.0	13
Otras	144.6	89	92.0	94	92.6	79	74.9	87
<b>Total</b>	<b>163.2</b>	<b>100</b>	<b>98.1</b>	<b>100</b>	<b>116.9</b>	<b>100</b>	<b>85.9</b>	<b>100</b>

**Fuente:** Organización Mundial de la Salud (OMS), *World Health Statistics Annuals*, Ginebra, 1979-1995; Banco Mundial, 1988; Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), 1998.

<sup>a</sup> Clasificación Internacional de Enfermedades (CID), códigos 010, 012-016, 019.

<sup>b</sup> Tuberculosis (020-025, 029), pertusis (034), tétanos (037), sarampión (042).

<sup>c</sup> CID: 190-193.

<sup>d</sup> CID: 38, 390-394, 399.

la malnutrición y mortalidad infantil porque habían deteriorado los servicios de APS prestados a los pobres (Cornia, Jolly y Stewart, 1987). Varios autores sometieron a prueba esta afirmación, pero en general no la ratificaron (Hill y Pebley, 1989; Behrman, 1990; Behrman y Deolalikar, 1990; Cleland, Bicego y Fegan, 1992; Palloni y Hill, 1992). Lo inexplicable es que la utilización de los servicios de salud continuó aumentando y la mortalidad y fecundidad continuaron declinando tanto en los países que se sometieron al ajuste como en los que no lo hicieron (Preston, 1986; Peabody, 1996). ¿Frente a la crisis económica, cómo se mantuvieron sanas las familias de bajos ingresos en particular?

### **Teorías conductuales del cambio demográfico**

Las observaciones empíricas en América Latina y otras partes del mundo indican que la sobrevivencia infantil aumenta con la educación materna, el ingreso familiar y la demanda de servicios personales de salud (Birdsall, 1989). Los padres de ingresos más altos aportan sus recursos para introducir mejoras materiales en los niveles de vida del hogar, lo que aumenta la sobrevivencia (Boerma y otros, 1990; Ewbank y Preston, 1990; Cleland,

Bicego y Fegan, 1992; Sullivan, Rutstein y Bicego, 1994). Se sabe que los hogares mejor dotados tienen comportamientos más saludables. Mientras más educado es un jefe de hogar, más son los miembros de ese hogar que tienden a utilizar servicios APS (Lavy y Germain, 1994). Las madres más educadas tienden a aplicar la terapia de rehidratación oral en casa, buscar atención médica para un hijo enfermo, obtener una cartilla sanitaria, vacunar a los hijos y utilizar anticonceptivos modernos (Boerma y otros, 1990; Rutemberg y otros, 1991). Los datos demuestran también que la sobrepeso infantil y la utilización de la APS son menores entre los hogares rurales (Elo, 1992; Tam, 1994) y pobres (Guzmán, 1989; Rutstein, Sommerfelt y Shoemaker, 1990), sobre todo aquellos con madres trabajadoras (Lloyd, 1991; Vlassoff, 1994) cuyo nivel educacional y oportunidades en el mercado laboral son menores. A esas madres no les queda más que trabajar (Lloyd, 1991; Vlassoff, 1994); de hecho, durante los años ochenta ingresaron a la fuerza de trabajo latinoamericana en cantidades desproporcionadas (Naciones Unidas, 1991; Psacharopoulos y Tzannatos, 1992). Los estudios etnográficos han demostrado que estas mujeres marginales encaran disparidades salariales, discriminación de género e inflexibilidad en el lugar de trabajo (León, 1987; Arriagada, 1990; Magnac, 1992; Desai, 1992; Jelin, 1995). Sin embargo, sobresale el hecho de que la condición de salud de todos estos hogares mejoró durante los años ochenta.

Los estudios que acabo de resumir encarnan los paradigmas teóricos dominantes en la investigación demográfica contemporánea: los marcos determinantes inmediatos de la fecundidad y mortalidad (Bongaarts y Potter, 1983; Mosley y Chen, 1984), y el modelo conexo de producción de salud en el hogar (Shultz, 1984; Da Vanzo y Gertler, 1990). Estos paradigmas hacen hincapié en los riesgos de salud individuales y cómo los individuos responden a ellos, dadas su información, dotación y restricciones económicas. Quedan fuera de los modelos las fuerzas sociales que también pueden determinar los comportamientos demográficos. Se sabe desde hace tiempo que los comportamientos y condiciones de salud están relacionados con la raza, la etnicidad, el género, la cultura, el aislamiento social, el concepto de sí mismo, los eventos del ciclo vital y otros factores sociales, incluso cuando se controlan el ingreso y la oferta de servicios sanitarios (Nathanson, 1977; Berkman y Syme, 1979; House, Landis y Umberson, 1988; McLeroy y otros, 1988; Eberstein, Nam y Hummer, 1990; Bunton, Murphy y Bennett, 1991; Mechanic, 1993). Algunos investigadores han comenzado a reconsiderar las teorías sociológicas del cambio demográfico. En una revisión reciente, Bongaarts y Watkins (1996) señalan la interacción creciente de actores heterogéneos como la explicación probable de la

relativa precocidad y velocidad de las transiciones contemporáneas de la fecundidad. Esta interacción creciente, sostienen, hace que bajen los umbrales individuales del cambio conductual (Bongaarts y Watkins, 1996, p. 46). Esta formulación de la interacción social es esencialmente distinta de la teoría clásica de la transición demográfica en el sentido de que asigna una ponderación causal a las variables sociológicas en oposición a las culturales.

No cabe duda que las estructuras sociales de América Latina se volvieron más complejas durante los años ochenta a medida que los países continuaban urbanizándose, las redes de comunicación proliferaban y la fuerza laboral de la región se diferenciaba (Jelin, 1995; Naciones Unidas, 1994). Asimismo, las interacciones entre actores heterogéneos se intensificaron con el aumento de la migración interna e internacional y el turismo (CELADE, 1997; Organización de los Estados Americanos, 1992). A estos cambios se sumaron las tendencias hacia mayores libertades políticas y civiles (Messick, 1996). La crisis de la deuda externa sometió a las políticas y presupuestos gubernamentales a un mayor escrutinio, desacreditando a los regímenes autoritarios de larga data. La complejidad estructural creciente se combinó con las crisis económicas y políticas para incubar una serie de movimientos sociales (Jacobi, 1990; Walton, 1988; Paris Pombo, 1990; OPS, 1994). El carácter de algunos de estos movimientos era novedoso en el sentido de que eran efímeros, superaban los límites de clase, articulaban objetivos abstractos como la sobrevivencia infantil y eran facilitados por medios de comunicación internacionales (Hirschman, 1982; Touraine, 1988; Eckstein, 1989). Las percepciones y comportamientos de los individuos en materia de salud se habrían transformado a través de la participación en estos movimientos (Snow y Benford, 1988). Según este criterio, aumentó la utilización de la APS y los comportamientos de salud cambiaron a medida que más y más ciudadanos cuestionaban la atención de salud y percibían los derechos de la salud en la esfera política.

Estas versiones alternativas sugieren que se necesitan nuevos enfoques teóricos para explicar las transiciones contemporáneas de la mortalidad. Además, apuntan a la necesidad de liberalizar el supuesto de independencia implícito en los determinantes inmediatos y en los enfoques de producción de la salud en el hogar, y considerar en forma explícita las causas sociales del cambio demográfico. Una manera de proceder es incorporar el concepto de efectos de la interacción social en un modelo de comportamientos de salud individuales.

## **Efectos de la interacción social**

Un efecto de interacción social ocurre cada vez que la proporción de actores que practican un comportamiento de salud específico afecta la probabilidad de que cualquier individuo tenga esa conducta (Erbring y Young, 1979; Blalock, 1984; Manski, 1993; Brock y Durlauf, 2000). Los efectos de interacción son distintos de los efectos contextuales, que son el fundamento de las teorías sociológicas iniciales (Lazarfeld y Menzel, 1969; Blalock, 1984). En los procesos de interacción los actores observan los resultados de otros en el tiempo y reevalúan continuamente los costos y beneficios de elegir ese comportamiento (Palloni, 1998). Los efectos de interacción social están implícitos o explícitos en la mayoría de los modelos de difusión, acción colectiva, económicos y de redes (Erbring y Young, 1979; Coleman, 1990; Case, 1991; Land, Deane y Blau, 1991; Marsden y Friedkin, 1993; Kohler, 1997; Brock y Durlauf, 2000). Aunque los modelos de interacción son atractivos, ha habido poca labor empírica para verificarlos. Unos pocos demógrafos han modelado los efectos de interacción social sobre los resultados agregados de la fecundidad (Carlsson, 1966; Montgomery y Casterline, 1993, 1996; Rosero-Bixby y Casterline, 1993) y sobre los comportamientos individuales de la fecundidad (Kohler, 1997). El presente estudio contribuye a esta literatura mediante el examen de la mortalidad, y de cómo las interacciones sociales afectan dos resultados claves en materia de salud: la inmunización infantil y la atención del parto.

## **Hipótesis**

La hipótesis central de este estudio es que los efectos de la interacción social contribuyeron a evitar que recrudeciera la mortalidad en América Latina durante los años ochenta mediante el cambio de los comportamientos relativos a la salud y la intensificación de la producción de salud en el hogar, compensando efectivamente los efectos negativos del ingreso emanados de una recesión prolongada. La conclusión de que las fuerzas sociales afectan los resultados de salud individuales por encima de las fuerzas económicas y de otra índole explicaría cómo la gente puede estarse volviendo más sana mientras se sigue empobreciendo.

## Enfoque analítico

Empleo datos jerárquicos y modelos de efectos aleatorios en varios niveles para explorar los determinantes de la inmunización plena y la atención del parto en muestras de hogares de Colombia y Paraguay. Los investigadores emplean cada vez más el enfoque de efectos aleatorios para estudiar la mortalidad (Rosenzweig y Schultz, 1982; Curtis, Diamond y McDonald, 1993; Sastry, 1995; Midhet, Becker y Berendes, 1998) y los comportamientos de salud (Steele, Diamond y Amin, 1995; Pebley, Goldman y Rodríguez, 1996; Matthews y Diamond, 1997). El modelo de componentes de cinco niveles de varianza que utilizo puede expresarse como:

$$\begin{aligned}
 Y_{ijklm}^* &= \beta_{0ijklm} + \beta_1 X_{ijklm} + \beta_2 S_{lm} + R_{ijklm} & [1] \\
 \beta_{0ijklm} &= \delta_{00klm} + U_{0ijklm} \\
 \delta_{00klm} &= \gamma_{000lm} + V_{00klm} \\
 \gamma_{000lm} &= \phi_{0000m} + W_{000lm} \\
 \phi_{0000m} &= \alpha_{00000} + Z_{0000m}
 \end{aligned}$$

Aquí,  $Y_{ijklm}^*$  es una variable latente continua que representa la propensión o preferencia de salud del individuo  $i$ ;  $X_{ijklm}$  es un vector de covariantes de efecto fijo;  $\beta_1$  es un vector de efectos fijos para  $X_{ijklm}$ ;  $S_{lm}$  es una medida de interacción social a nivel del municipio;  $\beta_2$  es un parámetro que mide el efecto de  $S_{lm}$  sobre  $Y_{ijklm}^*$ ;  $\beta_{0ijklm}$  es un intercepto aleatorio que puede variar entre niveles;  $r_{ijklm}$  es un término de error a nivel individual; y  $U_{0ijklm}$ ,  $V_{00klm}$ ,  $W_{000lm}$  y  $Z_{0000m}$  son términos de error a nivel del hogar, conglomerado, municipio y departamento, respectivamente. Entonces

$$\begin{aligned}
 \Pr(Y_{ijklm}^* = 1) &= (P_{ijklm}) = \Pr(Y_{ijklm}^* > 0) \\
 &= \Pr(-R_{ijklm} < \beta_{0ijklm} + \beta_1 X_{ijklm} + \beta_2 S_{lm} + U_{0ijklm} + V_{00klm} + W_{000lm} + Z_{0000m})
 \end{aligned}$$

Transformo esta ecuación con el enlace probit y la expreso como:

$$\begin{aligned}
 \text{probit}(\Pi_{ijklm}) &= \alpha_{00000} + \beta_1 X_{ijklm} + \beta_2 S_{lm} + & [2] \\
 & [R_{ijklm} + U_{0ijklm} + V_{00klm} + W_{000lm} + Z_{0000m}]
 \end{aligned}$$

$$(U_{0ijklm}, V_{00klm}, W_{000lm}, Z_{0000m}) \sim N(0, \Omega)$$



Los componentes de varianza para este modelo son:

$$\begin{aligned}
 \Omega(R_{ijklm}) &= 1, \Omega(U_{ijklm}) = \tau^2, \Omega(V_{000kim}) = \phi^2, \Omega(W_{000lm}) = \xi^2, \Omega(Z_{000lm}) = \psi^2 \\
 \rho_m &= (\psi^2)/(1 + \tau^2 + \phi^2 + \xi^2 + \psi^2) \\
 \rho_{lm} &= (\xi^2 + \psi^2)/(1 + \tau^2 + \phi^2 + \xi^2 + \psi^2) \\
 \rho_{kim} &= (\phi^2 + \xi^2 + \psi^2)/(1 + \tau^2 + \phi^2 + \xi^2 + \psi^2) \\
 \rho_{jkim} &= (\tau^2 + \phi + \xi^2 + \psi^2)/(1 + \tau^2 + \phi^2 + \xi^2 + \psi^2)
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

Los términos de correlación intraclases de la ecuación (3) representan la proporción de la variación total correspondiente a cada nivel. Las inferencias están basadas en las variaciones de estos términos. Un intercepto aleatorio significativo indica que los resultados observados a ese nivel están conglomerados (correlacionados) debido a efectos no medidos. Interpreto los efectos aleatorios a nivel del hogar y departamento como parámetros de interferencia; los primeros sólo demuestran que los resultados están correlacionados en los hogares con dos o más hijos menores de cinco años de edad mientras que los últimos captan las variables exógenas a nivel macro. El interés teórico principal está centrado en los efectos aleatorios a nivel de conglomerado y de municipio, los que deberían estar correlacionados con cualquier efecto de interacción social. Mi expectativa es que las medidas de interacción social, que detallo más adelante, disminuyan los componentes de varianza a nivel del conglomerado y el municipio. Pebley, Goldman y Rodríguez (1996) emplearon una estrategia análoga en su reciente análisis de los comportamientos de salud en Guatemala en varios niveles. Asimismo, Sastry (1995) utilizó un modelo de componentes con una varianza de tres niveles para verificar los efectos de las variables contextuales a nivel de la comunidad sobre la mortalidad infantil en Brasil. Ninguno de estos, ni tampoco otros estudios en varios niveles que yo sepa, han especificado las medidas de interacción social como regresores.

## Datos y métodos

### *Bases de datos*

Obtuve información detallada sobre los comportamientos de salud individuales y las características demográficas y estructurales de los hogares a partir de las encuestas demográficas y de salud (EDSII) de Colombia y

de Paraguay realizadas en 1990. Para construir la base de datos de Colombia cotejé 5 367 registros de mujeres entre 15 y 45 años de edad con los registros correspondientes de 8 715 hogares y generé 3 751 registros individuales para todos los hijos sobrevivientes menores de cinco años. Asimismo, extraje y cotejé 6 262 registros de mujeres y 6 348 registros de hogares de la EDS realizada en Paraguay, en 1990 y produje 4 698 registros infantiles. Para cada hijo del conjunto de datos de la EDS calculé el tiempo de espera para obtener la inmunización plena o su censura al momento de la encuesta. Luego dejé sólo aquellos niños que tenían 8 meses de edad o más al momento de las encuestas. Esto dio 2 912 y 3 350 registros infantiles en Colombia y Paraguay, respectivamente.

Las muestras de la EDS son polietápicas por conglomerados (Institute for Resource Development/Westinghouse, 1987). Dentro de cada conglomerado seleccionado al azar los hogares se seleccionaron por muestreo sistemáticamente hasta obtener un número prefijado de mujeres en edad reproductiva. Por ende, los encuestados son vecinos, muchos de los cuales se conocen y ejercen influencias recíprocas. Durante mis visitas a Bogotá y Asunción había obtenido las listas de las zonas y segmentos censales de los que se habían seleccionado los segmentos muestrales de la EDSII. Las listas me permitieron agregar los identificadores censales (número del segmento) a cada registro infantil para enlazarlos después con los datos censales y del Ministerio de Salud.

Los conjuntos de datos jerárquicos definitivos están estructurados como sigue:

	Colombia	Paraguay
<i>Departamentos</i>	24	31
<i>Municipios/distritos</i>	120	156
Conglomerados	713	254
Hogares	8 715	6 348
Mujeres de 15 a 45 años	5 367	6 262*
Niños menores de cinco años	3 751	4 698
Niños de 9 a 68 meses	2 912	3 424

\* Incluye mujeres de 15 a 49 años

### ***Restricciones a nivel de los hogares***

Basándome en regresiones logísticas multivariantes exploratorias, reduje las limitaciones del hogar sobre la inmunización plena y el parto asistido a cuatro variables esencialmente ortogonales: el género del jefe de hogar, el número de nacidos vivos, la escolaridad materna y la ocupación

del cónyuge. La jefatura femenina limita la producción de salud en el hogar porque tales hogares tienen ingresos más bajos y menores vínculos sociales. La exploración reveló que el número de nacidos vivos se correlaciona positivamente con la mortalidad infantil previa y negativamente con ambos resultados conductuales en ambos países. La correlación positiva de la escolaridad materna con la producción de salud en el hogar es bien conocida. Los posibles mecanismos que explicarían esta relación comprenden las mejores aptitudes cognitivas, la información y/o los mejores salarios que obtienen las madres más educadas en el mercado laboral. La escolaridad materna y el empleo materno están de hecho correlacionados en ambos países. Sin embargo, la relación es en forma de U en vez de lineal, lo que sugiere que lo más probable es que tanto las madres con poca escolaridad como aquellas mejor educadas estén trabajando, tal vez por razones diferentes. Observé que otra medida de la fuerza laboral, el prestigio ocupacional del cónyuge, explicaba una parte importante de la variación de los modelos multivariantes exploratorios. En particular, una variable *dummy* que representa si el cónyuge trabaja en la agricultura o no se correlacionó negativamente con ambos resultados del comportamiento en salud. En Paraguay una quinta covariante del hogar, el idioma que se habla en éste, surgió como un fuerte predictor negativo de ambos resultados. Interpreto el idioma como un indicador de etnicidad. Lamentablemente, no hay medidas de la etnicidad o el idioma en la ESDII de Colombia.

### ***Fuerza de los servicios de inmunización local***

En el caso de la inmunización expando los modelos agregando las estimaciones anuales de la tasa de vacunación a nivel del municipio informadas por el Ministerio de Salud. Interpreto esta variable como una medida de los efectos de la oferta y de la demanda de servicios en el medio local, ya que si no podría confundirse con los efectos de la interacción social. Ambos países cumplen con el programa estándar de inmunización recomendado por la OMS.<sup>2</sup> Los datos del Ministerio de Salud de Colombia consisten en estimaciones administrativas locales de la proporción anual de niños menores de un año que recibieron ciertos antígenos en cada uno de los 1 027 municipios entre 1983 y 1990. Los denominadores de estas estimaciones son el número de niños vacunables que según los funcionarios

---

2 Una dosis única de vacuna BCG al nacer, dosis simultáneas de vacunas oral contra la polio y DPT a los tres, seis y nueve meses, y una dosis única de vacuna contra el sarampión a los nueve meses de edad (OMS, 1985).

sanitarios locales y regionales tenían un acceso físico fácil a los servicios públicos de inmunización todos los años. Seleccioné la serie cronológica OPV3 de 1985-1990 como la medida de la fuerza del programa ampliado de inmunización (PAI) del ministerio a nivel del municipio. Los datos de Paraguay consisten en el número de niños menores de dos años que recibieron, anualmente, diferentes antígenos en 565 consultorios entre 1983 y 1992. Durante 1985-1990, Paraguay administró casi todas las vacunaciones contra la polio mediante campañas periódicas masivas. En consecuencia, opté por utilizar la tercera dosis de la vacuna contra la difteria, la pertusis y el tétanos (DPT3) en vez de la tercera dosis de la vacuna oral contra la polio (OPV3) para medir el desempeño habitual del PAI. Lamentablemente, no había denominadores en los datos del ministerio paraguayo. Reduje en 1.5% anual los datos del censo de población de 1990 para cada uno de los 210 distritos censales, para generar estimaciones anuales a nivel de distrito del número de niños menores de dos años. Luego agregué los datos ministeriales hasta el nivel de distrito y calculé la cobertura anual de la DPT3 para cada uno de los 210 distritos. En los modelos exploratorios observé que las estimaciones de cobertura del ministerio para 1986 y 1988 permanecían significativas en Colombia y las correspondientes a 1986 y 1989 permanecían significativas en Paraguay. Por ende, conservé estas medidas en los modelos finales.

### ***Medidas de la interacción social***

Para crear las medidas de la interacción social empleé una serie de matrices  $N \times (N-1)$ . Operacionalicé la adyacencia en un sentido geográfico, asignando una ponderación de 1 a un niño  $i+1$  que vive en el mismo municipio que un niño índice  $i$ ; todos los demás tienen ponderación cero. Usé una segunda matriz  $N \times (N-1)$  que contiene la edad en meses para generar un operador de rezago correspondiente a cada celda de la matriz. Construí otras dos matrices  $N \times (N-1)$  que contienen indicadores de inmunización, y del uso o no uso de servicios obstétricos profesionales en el último nacimiento. Ambas variables emanan de las entrevistas de la EDS. Luego calculé los productos cruzados de estas matrices y sumé las matrices resultantes para cada niño (renglón). Las medidas de interacción social son las razones del total de niños mayores plenamente inmunizados y de aquellos cuyas madres tuvieron atención profesional en el parto, entre el número total de niños entrevistados en el municipio índice. Por tanto, las proporciones varían entre 0 y 1. En el cuadro 3 figuran las estadísticas descriptivas de todas las variables a nivel del hogar y de la comunidad.

Cuadro 3

**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE VARIABLES A NIVEL INDIVIDUAL  
Y COMUNITARIO, COLOMBIA Y PARAGUAY EDSII, 1990**

Variable	Colombia		Paraguay	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
<i>Variables a nivel individual</i>				
Niño 18-23 meses de edad	0.120	0.325	0.105	0.307
Niño 24-29 meses de edad	0.122	0.327	0.107	0.309
Niño 30-35 meses de edad	0.118	0.323	0.111	0.314
Niño 36-41 meses de edad	0.114	0.318	0.104	0.305
Niño 42-47 meses de edad	0.114	0.318	0.097	0.296
Niño 48-53 meses de edad	0.110	0.313	0.102	0.303
Niño 54 + meses de edad	0.115	0.320	0.221	0.415
Edad materna < 20 años	0.042	0.200	0.041	0.198
Edad materna 30-39 años	0.336	0.472	0.371	0.483
Edad materna 40-45 años	0.049	0.215	0.124	0.330
Jefatura femenina del hogar	0.160	0.366	0.086	0.281
Orden de nacimiento	2.592	1.950	3.977	2.984
Nacidos vivos	2.924	2.025	4.588	3.083
Madre con enseñanza primaria o sin educación	0.494	0.500	0.783	0.412
Cónyuge agricultor	0.060	0.238	0.487	0.500
No habla español			0.478	0.500
Plenamente inmunizado	0.707	0.455	0.489	0.500
Tiene libreta	0.434	0.496	0.355	0.478
Parto asistido	0.833	0.373	0.533	0.499
Uso prenatal	0.834	0.372	0.753	0.431
<i>Variables a nivel comunitario</i>				
Cobertura de vacunas 1986 <sup>a</sup>	56.60	32.09	30.00	27.75
Cobertura de vacunas 1988-1989 <sup>b</sup>	86.00	15.12	46.49	35.28
Proporción de niños mayores plenamente inmunizados	732.00	159.00	509.00	262.00
Proporción de niños mayores con atención profesional en su parto	824.00	223.00	510.00	282.00
N	2 912.00		3 424.00	

<sup>a</sup> Colombia: porcentaje de niños menores de un año del municipio que recibieron OPV3; Paraguay: porcentaje de niños menores de dos años del conglomerado que recibieron DPT3.

<sup>b</sup> Colombia 1988, Paraguay 1989.

### ***Proyecciones***

Para comparar sus impactos demográficos, descompongo los efectos del programa y de la interacción social sobre la mortalidad maternoinfantil en los países estudiados durante el período 1980-1990. Supongo, en aras de la simplicidad, que las interacciones sociales afectan a la mortalidad solo mediante la mayor utilización de la APS. Supongo además que todos los servicios prestados de inmunización y de atención materna son 100% eficaces. Además de las seis enfermedades indicativas, supongo que las inmunizaciones también previenen 20% de las muertes debidas a

enfermedades diarreicas agudas (López, 1993) y 15% de las muertes atribuibles a infecciones respiratorias agudas (Stansfield y Shepard, 1993). Como se indica en el cuadro 2, las enfermedades diarreicas y respiratorias agudas representaron 12%-25% de las muertes infantiles declaradas por ambos países durante este período. Basándome en estas cifras, estimo que las inmunizaciones reducen en 10% la probabilidad de que un niño muera antes de los cinco años en Colombia y Paraguay. Esta es una cifra sustancialmente menor que la estimación de 25% usada por Matthews y Diamond (1999) en su simulación reciente de los impactos del PAI. En el contexto latinoamericano, la atención materna es un determinante más importante de la mortalidad infantil: las prácticas seguras de atención del parto reducen en 50% el riesgo de mortalidad infantil perinatal (Becker y Black, 1996). En 1991, las muertes perinatales representaban alrededor de la mitad de todas las muertes en menores de cinco años (Tsui, Wasserheit y Haaga, 1997). Un 35% de estas muertes se atribuyeron a asfixia durante el parto y 15% a infecciones posparto (Koblinsky, 1995). Basándome en estos estudios supongo que la atención profesional del parto reduce en otro 25% la probabilidad de que un niño colombiano o paraguayo muera antes de los cinco años.

No tengo conocimiento de ningún estudio que haya simulado los impactos de la atención del parto sobre la mortalidad materna. La tarea es monumental por varias razones. Aunque representan alrededor de un tercio de todas las muertes entre las mujeres en edad reproductiva, la mayoría de las muertes maternas en América Latina y en otras partes del mundo en desarrollo no se registran (Royston y Armstrong, 1989). Además, la mortalidad materna depende en gran medida de la disponibilidad, el costo y la calidad de los servicios que se ofrecen, y los datos sobre estas características generalmente no están disponibles (Tsui, Wasserheit y Haaga, 1997). Considerando esta situación, la Organización Panamericana de la Salud (OPS, 1993b) estima que el manejo profesional del parto reduce en 70% la mortalidad materna, principalmente porque elimina la hemorragia posparto (28% de todas las muertes maternas), el aborto séptico (16%), los trastornos hipertensivos (13%), el parto difícil (9%) y la infección posparto (9%).<sup>3</sup> En consecuencia, incorporo estas cifras en mis proyecciones.

---

3 Aunque no se considera en este análisis, la atención prenatal adecuada contribuye a la sobrevida materna porque permite la identificación y el control de la anemia, la eclampsia, las enfermedades de transmisión sexual, la diabetes y otros factores de riesgo antes del parto. Además, estas causas indirectas de mortalidad materna contribuyen a alrededor de un tercio de la mortalidad infantil perinatal, debido principalmente al bajo peso al nacer (Koblinsky, 1995).

Estimo los impactos del PAI y los programas de atención materna sobre la mortalidad para dos momentos en el tiempo: 1980 y 1990. Mi método es contrafactual. Ajusto hacia arriba el número declarado de muertes infantiles y maternas como si no hubiera programas de APS, mediante las estimaciones de eficacia para la inmunización (10%) y atención del parto (25% y 70%), ajustadas por las cifras de cobertura declaradas por los países para 1980-1985 y 1985-1990. A continuación, empleo los efectos marginales de la interacción social derivados de modelos probit bivariantes sobre la inmunización y el parto respectivamente para descomponer los efectos sociales y de los programas.<sup>4</sup> Estos efectos marginales se interpretan como probabilidades condicionales, considerando todos los demás efectos covariantes en sus medias muestrales. Un análisis más riguroso estimaría los efectos de interacción para 1980 utilizando las observaciones de un período anterior. En ausencia de tales datos, limito los efectos de la interacción social para que iguallen los que calculé para 1990. El conjunto completo de parámetros de simulación se consigna en el cuadro 4. Aunque en el cuadro 4 figuran estimaciones de subdeclaración, no ajusto los resultados de la simulación a esta subdeclaración.

Cuadro 4

**PARÁMETROS DE SIMULACIÓN, COLOMBIA Y PARAGUAY, 1980 Y 1990**

Indicador	Colombia		Paraguay	
	1980	1990	1980	1990
Número de niños de 0-4 años (en miles)	3 715	4 203	492	679
Número de nacidos vivos (en miles)	897	991	129	154
Muertes hasta la edad de cinco años por 1 000 nacimientos (5q0)	58	19	59	38
Tasa de mortalidad materna <sup>a</sup>	115	140	365	270
Porcentaje de niños menores de un año con DPT3	21	57 <sup>b</sup>	26	55 <sup>b</sup>
Porcentaje de nacimientos atendidos profesionalmente	51	51 <sup>b</sup>	22	30 <sup>b</sup>
Efecto social marginal de la inmunización		21		34
Efecto social marginal del parto		30		34
Porcentaje de subregistro de las muertes		19		45

**Fuente:** Organización Mundial de la Salud (OMS), *World Health Statistics Annual*, Ginebra, 1991; Organización Panamericana de la Salud (OPS), "Health statistics from the Americas", *Scientific Publication*, N° 556, Washington, D.C., 1995; Naciones Unidas, *Report on the World Social Situation 1997*, Nueva York, Departamento de Información Económica y Social y Análisis de Políticas (DIESAP), 1997.

<sup>a</sup> Muertes maternas/100 000 nacimientos.

<sup>b</sup> 1987-1988.

4 Los resultados del modelo probit bivalente aparecen en el anexo A. Debido a la fuerte colinealidad, los modelos de inmunización no incluyen la medida de desempeño del programa local. Los detalles metodológicos se describen en otro artículo (McQuestion, 2000).

## RESULTADOS

### *Componentes de la varianza*

Los resultados probit en varios niveles se muestran en los cuadros 5 a 8. Para aligerar la lectura no muestro las variables *dummy* de la edad de los niños aunque están incluidas en todos los modelos. Los modelos 1 en los cuadros 5 y 6 muestran, como era de prever, que todos los factores de riesgo del hogar tienen un signo negativo en cada país. Hay efectos aleatorios significativos<sup>5</sup> sobre la inmunización a nivel del departamento y del hogar en Colombia, y a nivel de departamento, conglomerado y hogar en Paraguay. Las correlaciones intraclase ( $\rho$ s) para ambos efectos a nivel de departamento son menores que las de los efectos aleatorios del hogar, lo que indica que la varianza en el hogar es más importante que la varianza a nivel macro. Los efectos a nivel de departamento reflejarían diferencias económicas, climáticas u otras sustantivas de carácter regional. La varianza a nivel de conglomerado en Paraguay sugiere que los efectos sociales podrían estar causando la aglomeración de los comportamientos de inmunización.

En los modelos 2 agrego el insumo correspondiente del comportamiento de salud, la tenencia de libreta. Como cabría esperar, su efecto es positivo y significativo en ambos modelos. Sin embargo, este regresor y la variable dependiente son endógenos y esta endogeneidad sesga ligeramente los coeficientes observados. En Colombia, dos factores de riesgo poco significativos se vuelven insignificantes; en Paraguay, un factor, el cónyuge dedicado a la agricultura, cobra significación. Este control de la participación habitual en el programa reduce también ligeramente los efectos aleatorios en ambos países. No se puede inferir ninguna relación sustantiva de estas relaciones cruzadas.

En los modelos 3 agrego los controles de la tasa de inmunización local. Estas variables a nivel macro son significativas y positivas en Colombia, pero no significativas y de signo contrario en Paraguay. En Colombia, el incremento de 1% de la cobertura del programa de inmunización local en 1988 duplicó el efecto positivo sobre la probabilidad de inmunización individual respecto del que tuvo un incremento similar de la cobertura en 1986. En Paraguay, el resultado ambiguo podría reflejar la endogeneidad del esfuerzo del programa de inmunización. Paraguay

---

5 Dado que las varianzas sólo pueden ser positivas un t-test de una cola es suficiente para hacer inferencias sobre los efectos aleatorios.



Cuadro 5

**COMPONENTES DE VARIANZA DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN  
PROBIT PARA LA INMUNIZACIÓN PLENA,  
COLOMBIA EDSII, 1990**

Variable independiente	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Constante	0.271	0.087	0.135	0.092	-0.367	0.210	-0.553	0.226
<i>Componente fijo</i>								
Jefatura femenina del hogar	-0.131 <sup>†</sup>	0.071	-0.110	0.072	-0.110	0.072	-0.106	0.072
Orden de nacimiento	-0.093 <sup>†</sup>	0.056	-0.086	0.056	-0.086	0.056	-0.084	0.056
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.135*	0.057	-0.138*	0.057	-0.128*	0.057	-0.130*	0.056
Cónyuge agricultor	-0.280*	0.111	-0.280*	0.111	-0.248*	0.112	-0.248*	0.112
Niño con libreta			0.248*	0.054	0.243*	0.054	0.248*	0.055
Porcentaje municipal 1986 Cobertura OPV					0.002*	0.001	0.002*	0.001
Porcentaje municipal 1988 Cobertura OPV					0.004*	0.002	0.004*	0.002
Proporción de niños mayores inmunizados en el municipio							0.301 <sup>†</sup>	0.176
<i>Componente aleatorio</i>								
Sigma departamento	0.048*	0.021	0.044*	0.020	0.040*	0.018	0.020 <sup>†</sup>	0.012
Sigma municipio	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Sigma conglomerado	0.025	0.026	0.022	0.026	0.018	0.026	0.009	0.025
Sigma hogar	0.121*	0.050	0.121*	0.050	0.123*	0.050	0.132*	0.050
Rho departamento	0.040		0.037		0.034		0.017	
Rho municipio	0.040		0.037		0.034		0.017	
Rho conglomerado	0.061		0.056		0.049		0.025	
Rho hogar	0.162		0.158		0.153		0.139	

(n=2912) \* p < .05, † p < .10

Nota: No se indican los coeficientes para variables dummy de la edad (18-23, 24-29, 30-35, 36-41, 42-47, 48-53, 54 + meses).

realizó campañas de inmunización agresivas en 1986, lo que habría inducido un mayor uso del programa de inmunización habitual en zonas que suelen tener baja cobertura. En 1989 los efectos de esta perturbación habrían reflejado con mayor fidelidad el desempeño del programa de inmunización habitual. En este caso es más plausible una interpretación sustantiva: el desempeño del programa de inmunización explica una modesta proporción de la conglomeración a nivel macro de los resultados de la inmunización en Colombia, pero no en Paraguay.

En los modelos 4 agrego la medida de la interacción social. Los resultados muestran que la proporción de niños mayores plenamente inmunizados en un municipio dado tiene un muy leve efecto positivo en Colombia y un efecto claramente positivo en Paraguay. En ambos modelos el efecto de la tenencia de cartilla individual aumenta ligeramente mientras que los efectos de las otras covariantes permanecen inalterados. Este patrón

Cuadro 6

**COMPONENTES DE VARIANZA DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN  
PROBIT PARA LA INMUNIZACIÓN PLENA,  
PARAGUAY EDSII, 1990**

Variable independiente	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Constante	0.314	0.107	0.237	0.107	0.196	0.115	-0.093	0.129
<i>Componente fijo</i>								
Jefatura femenina del hogar	-0.104	0.087	-0.095	0.087	-0.098	0.087	-0.101	0.088
Orden de nacimiento	-0.232*	0.060	-0.257*	0.060	-0.259*	0.060	-0.262*	0.061
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.341*	0.070	-0.335*	0.070	-0.334*	0.070	-0.333*	0.071
No habla español	-0.260*	0.062	-0.262*	0.062	-0.263*	0.062	-0.266*	0.062
Cónyuge agricultor	-0.112	0.069	-0.122 <sup>†</sup>	0.069	-0.124 <sup>†</sup>	0.069	-0.126 <sup>†</sup>	0.068
Niño con libreta			0.199*	0.051	0.201*	0.051	0.207*	0.052
Porcentaje conglomerado 1986								
Cobertura DPT3					-0.101	0.193	-0.106	0.178
Porcentaje conglomerado 1989								
Cobertura DPT3					0.161	0.164	0.160	0.150
Proporción de niños mayores inmunizados en el municipio							0.484*	0.118
<i>Componente aleatorio</i>								
Sigma departamento	0.067*	0.028	0.063*	0.026	0.063*	0.026	0.036*	0.017
Sigma municipio	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Sigma conglomerado	0.064*	0.020	0.054*	0.019	0.054*	0.018	0.026	0.016
Sigma hogar	0.127*	0.038	0.128*	0.038	0.129*	0.038	0.175*	0.040
Rho departamento	0.053		0.051		0.051		0.029	
Rho municipio	0.053		0.051		0.051		0.029	
Rho conglomerado	0.104		0.094		0.094		0.050	
Rho hogar	0.205		0.197		0.197		0.192	

(n=3424) \* p <.05, <sup>†</sup>p < .10

Nota: No se indican los coeficientes *dummy* de la edad (18-23, 24-29, 30-35, 36-41, 42-47, 48-53, 54 + meses).

implica que los indicadores de participación individual en el programa son sesgados negativamente en los modelos más sencillos por su correlación con las medidas de la interacción social; sin embargo, el sesgo es mínimo. Si se examinan los efectos aleatorios, en Colombia la interacción social en la inmunización reduce los efectos aleatorios tanto a nivel del hogar como de departamento. En Paraguay, los efectos aleatorios a nivel del hogar y de departamento disminuyen en igual medida con la adición del término interacción social. Si se mantiene el supuesto de que los efectos de la interacción social operan sólo a nivel de conglomerado y de municipio, entonces estos cambios del efecto aleatorio reflejarían los efectos de variables omitidas. Dicho en forma más precisa, el término de interacción social reduce a cero el efecto aleatorio a nivel de conglomerado en Paraguay. Esta es una prueba manifiesta de que las interacciones sociales explican por qué los comportamientos de inmunización se aglomeran en Paraguay.

Los modelos multinivel de salud materna revelan que la elección de asistencia profesional durante el parto está también hasta cierto punto mediada socialmente. En los modelos 1 de los cuadros 7 y 8, los efectos aleatorios sobre la atención del parto sólo son significativos a nivel del municipio en Colombia y a nivel de departamento, conglomerado y hogar en Paraguay. La variable *dummy* para el uso prenatal individual (modelos 2) es significativa y positiva en ambos países, y parece tener un efecto comparativamente mayor en Paraguay. Tal como en los modelos de inmunización, el hecho de agregar este regresor endógeno sesga ligeramente los coeficientes a nivel de hogares. Las decisiones de utilizar los servicios prenatales y de buscar asistencia profesional en el parto están claramente influidas por las mismas variables no medidas, algunas de las cuales están correlacionadas con los factores medidos de riesgo del hogar. El uso del control prenatal reduce también los efectos aleatorios a nivel de municipio en Colombia y a nivel de conglomerado en Paraguay. Este resultado reflejaría lo que Manski (1995) denomina efectos sociales correlacionados –factores institucionales exógenos que determinan conjuntamente las opciones del conjunto de los actores en un entorno dado. En los modelos de inmunización estos efectos son medidos a través de las estimaciones de la cobertura local del programa. Lamentablemente, no poseo datos análogos sobre la atención del parto de ninguno de estos países con los cuales probar esta hipótesis.

Cuadro 7

**COMPONENTES DE VARIANZA DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN PROBIT PARA EL PARTO ASISTIDO, COLOMBIA EDSII, 1990**

Variable independiente	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Constante	1.363	0.100	0.712	0.116	0.324	0.166
<i>Componente fijo</i>						
Edad materna <20 años	-0.085	0.137	-0.047	0.140	-0.035	0.144
Edad materna 30-39 años	0.314*	0.069	0.276*	0.071	0.306*	0.075
Edad materna 40-45 años	0.433*	0.142	0.397*	0.147	0.427*	0.153
Jefatura femenina del hogar	0.064	0.078	0.063	0.081	0.067	0.084
Nacidos vivos	-0.101*	0.017	-0.081*	0.017	-0.088*	0.018
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.573*	0.064	-0.469*	0.067	-0.501*	0.070
Cónyuge agricultor	-0.220 <sup>†</sup>	0.113	-0.2 <sup>†</sup>	0.115	-0.220 <sup>†</sup>	0.115
Madre usó servicios prenatales			0.733*	0.074	0.770*	0.074
Proporción de niños mayores en el municipio con atención profesional en su parto					0.585*	0.165
<i>Componente aleatorio</i>						
Sigma departamento	0.043	0.042	0.022	0.034	0.015	0.025
Sigma municipio	0.261*	0.065	0.241*	0.062	0.132*	0.043
Rho departamento	0.033		0.017		0.013	
Rho municipio	0.233		0.208		0.128	

(n=2912) \* p <.05, <sup>†</sup>p < .10

Cuadro 8

**COMPONENTES DE VARIANZA DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN  
PROBIT PARA EL PARTO ASISTIDO, PARAGUAY EDSII, 1990**

Variable independiente	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Constante	0.896	0.092	-0.214	0.111	-0.659	0.131
<i>Componente fijo</i>						
Edad materna <20 años	-0.016	0.122	0.053	0.129	0.061	0.134
Edad materna 30-39 años	0.157*	0.060	0.121 <sup>†</sup>	0.062	0.106 <sup>†</sup>	0.064
Edad materna 40-45 años	0.325*	0.099	0.275*	0.103	0.259*	0.107
Jefatura femenina del hogar	-0.315*	0.087	-0.255*	0.090	-0.268*	0.093
Nacidos vivos	-0.072*	0.012	-0.054*	0.012	-0.053*	0.013
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.175*	0.072	-0.050	0.074	-0.041	0.076
No habla español	-0.396*	0.062	-0.307*	0.065	-0.288*	0.065
Cónyuge agricultor	-0.266*	0.070	-0.272*	0.072	-0.242*	0.073
Madre usó servicios prenatales			1.124*	0.064	1.166*	0.067
Proporción de niños mayores en el municipio con atención profesional en su parto					0.701*	0.121
<i>Componente aleatorio</i>						
Sigma departamento	0.059*	0.027	0.054*	0.025	0.032*	0.016
Sigma municipio	0.033	0.025	0.019	0.023	0.000	0.000
Sigma conglomerado	0.060*	0.027	0.054*	0.027	0.023	0.017
Sigma hogar	0.105*	0.038	0.112*	0.041	0.205*	0.046
Rho departamento	0.047		0.044		0.024	
Rho municipio	0.073		0.059		0.024	
Rho conglomerado	0.121		0.103		0.041	
Rho hogar	0.204		0.193		0.254	

(n=3424) \* p < .05, <sup>†</sup>p < .10

Las medidas de interacción social en la atención del parto son claramente positivas en ambos países (modelos 3). Si se agrega la medida social, se reduce en casi 40% el efecto aleatorio a nivel de municipio en Colombia y hace que desaparezca el efecto aleatorio a nivel de conglomerado en Paraguay. Este es un hecho complementario que favorece la hipótesis de la interacción social.

En suma, las regresiones en varios niveles demuestran que las interacciones sociales son una causa importante de los comportamientos de salud individuales en tres de los cuatro modelos. Los gráficos 1 a 4 ilustran los efectos marginales de la interacción social sobre ambos resultados para hogares de alto riesgo en ambos países. Los ejes de las x presentan los efectos aleatorios medios a nivel de conglomerado y municipio como múltiplos de sus desviaciones estándar. Las curvas muestran el efecto neto del término de interacción social sobre la probabilidad del resultado para un hogar con una cartilla de inmunización

Gráfico 1

**PROBABILIDAD DE INMUNIZACIÓN PLENA CONDICIONAL A TENENCIA DE LIBRETA, FACTORES DE RIESGO, EFECTO SOCIAL Y EFECTO ALEATORIO DE LOS CONGLOMERADOS, COLOMBIA EDSII 1999**

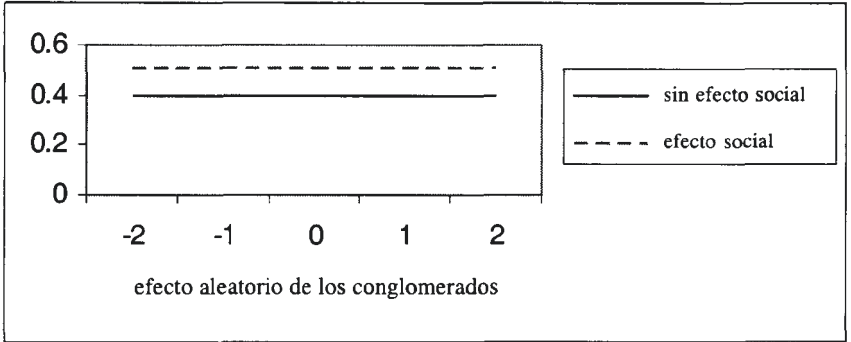


Gráfico 2

**PROBABILIDAD DE INMUNIZACIÓN PLENA CONDICIONAL A TENENCIA DE LIBRETA, FACTORES DE RIESGO, EFECTO SOCIAL Y EFECTO ALEATORIO EN EL CONGLOMERADO, PARAGUAY EDSII 1990**

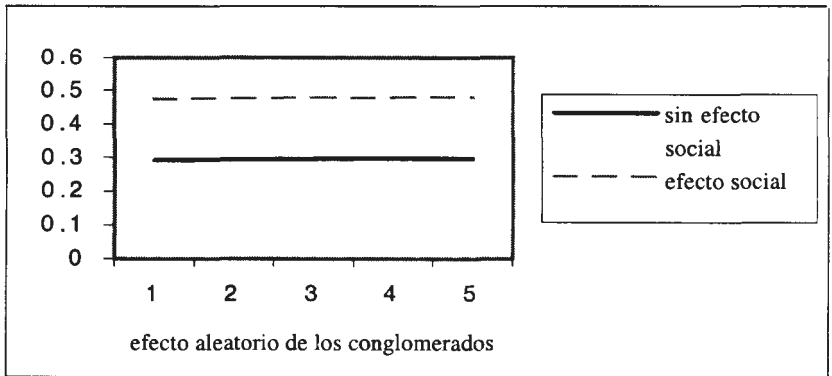


Gráfico 3

**PROBABILIDAD DE PARTO ASISTIDO CONDICIONAL A USO PRENATAL, FACTORES DE RIESGO, EFECTO SOCIAL Y EFECTO ALEATORIO EN EL MUNICIPIO, COLOMBIA EDSII 1990**

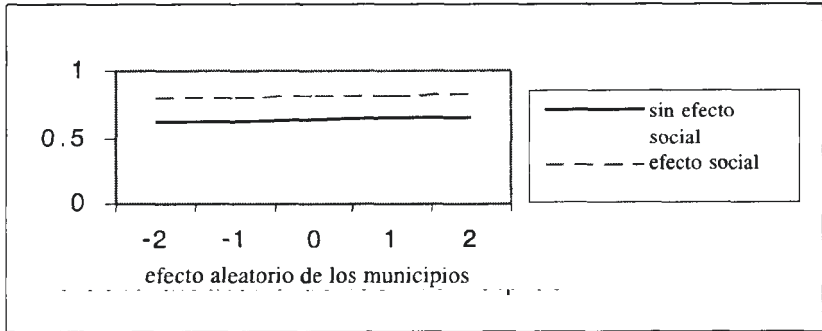
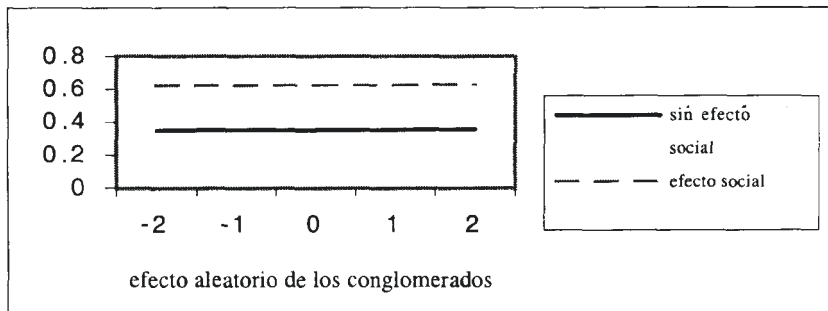


Gráfico 4

**PROBABILIDAD DE PARTO ASISTIDO CONDICIONAL A USO PRENATAL, FACTORES DE RIESGO, EFECTO SOCIAL Y EFECTO ALEATORIO DE LOS COGLOMERADOS, PARAGUAY EDSII 1990**



o uso prenatal previo, estando presentes todos los factores de riesgo, correspondientes a un primer hijo de 24 a 29 meses de edad y una madre de 20 a 29 años de edad. Los gráficos revelan que las probabilidades tanto de inmunización plena como de atención del parto son ínfimas para los hogares paraguayos de más alto riesgo. En Colombia, los efectos de la interacción social incrementan en 23% la probabilidad de inmunización plena de un niño de alto riesgo. El efecto de interacción es prácticamente el mismo en la atención profesional del parto. En Paraguay, los efectos de la interacción social son relativamente mayores para los hogares de alto riesgo. Un niño paraguayo de un hogar de alto riesgo tiene sólo un 30% de probabilidad de recibir inmunización plena; el efecto de interacción aumenta

esta cifra hasta un 50%. El efecto más importante de interacción es sobre la atención del parto en Paraguay: 44%. En los cuatro gráficos las curvas son paralelas, lo que indica que los efectos sociales son lineales y aditivos.

### Proyecciones

En los cuadros 9 y 10, se indica el número de muertes infantiles y maternas y las muertes proyectadas que se evitaron mediante la inmunización y los servicios profesionales de atención del parto en ambos países, con y sin los efectos marginales de la interacción social. En el cuadro 9 se señala que en 1980 en Colombia el PAI y los servicios de atención del parto previnieron conjuntamente la cifra de 7 221 muertes infantiles debidas a todas las causas (55 843 - 48 622). En 1990 las muertes infantiles que se evitaron totalizaron 9 682. La proporción de muertes infantiles atribuibles a causas prevenibles por vacunas y perinatales disminuyó durante el período, de 20% a 17% en Colombia y de 27% a 21% en Paraguay. En Colombia el PAI y los programas de atención del parto redujeron la mortalidad infantil total en 13% en 1980 y 12% en 1990.

Cuadro 9

#### MUERTES DECLARADAS Y PROYECTADAS EN NIÑOS DE 0-4 AÑOS DE EDAD, COLOMBIA Y PARAGUAY 1985-1990

	Declaradas		Proyectadas			
	APS con efectos sociales		APS sin efectos sociales		Sin APS	
	Todas las causas	Prevenibles por vacunas + perinatales	Todas las causas (variación porcentual)	Prevenibles por vacunas + perinatales (variación porcentual)	Todas las causas (variación porcentual)	Prevenibles por vacunas + perinatales (variación porcentual)
	Columna 1	Columna 2	Columna 3	Columna 4	Columna 5	Columna 6
<i>Colombia 1980</i>						
Nº	48 622	9 797	50 324	11 429	55 843	16 851
Porcentaje		20	03	14	13	42
<i>Colombia 1990</i>						
Nº	52 476	8 685	54 710	10 787	62 158	18 064
Porcentaje		17	04	19	16	52
<i>Paraguay 1980</i>						
Nº	642	173	658	199	694	256
Porcentaje		27	02	13	07	32
<i>Paraguay 1990</i>						
Nº	721	153	753	195	815	283
Porcentaje		21	04	22	12	46

**Fuente:** Organización Panamericana de la Salud (OPS), "Health statistics from the Americas", *Scientific Publication*, N° 556, Washington, D.C., 1995.

Cuadro 10

**MUERTES MATERNAS DECLARADAS Y PROYECTADAS EN MUJERES  
DE 15 A 44 AÑOS DE EDAD, COLOMBIA Y PARAGUAY 1985-1990**

	Declaradas*		Proyectadas	
	Atención del parto con efectos sociales	Atención del parto sin efectos sociales (variación porcentual)	Sin atención del parto (variación porcentual)	
	Columna 1	Columna 2	Columna 3	
<i>Colombia 1977</i>				
N°	1032	1138	1754	
Porcentaje		09	41	
<i>Colombia 1990</i>				
N°	541	597	920	
Porcentaje		09	41	
<i>Paraguay 1980</i>				
N°	164	194	279	
Porcentaje		16	41	
<i>Paraguay 1988</i>				
N°	105	122	179	
Porcentaje		14	41	

Fuente: Organización Panamericana de la Salud (OPS), "Health statistics from the Americas", *Scientific Publication*, N° 556, Washington, D.C., 1995.

\* CID 9: códigos 760-779.

En Paraguay, las reducciones fueron más modestas: 7% en 1980 y 12% en 1990. Las columnas segunda, cuarta y última del cuadro 9 muestran solamente las muertes infantiles prevenibles por vacunas y perinatales. Las proyecciones señalan que mientras en 1980 los servicios de salud colombianos prevenían un 42% de las muertes debidas a estas causas, en 1990 prevenían más de la mitad. Las cifras comparables en Paraguay son 32% y 46%, respectivamente. Estos diferenciales implican que los programas de salud pasaron a tener más influencia en ambas transiciones de la mortalidad durante este período. Sin embargo, si se toman en cuenta los efectos de la interacción social, los efectos brutos del programa se reducen. Si se consideran las diferencias entre las columnas primera y tercera, los efectos marginales de la interacción social sobre la inmunización y el parto reducen el número de muertes infantiles debidas a todas las causas en Colombia a un modesto 3% en 1980 y a 4% en 1990. El efecto marginal de la interacción social en Paraguay es de 2% en 1980, y aumenta a 4% en 1990. Como cabría esperar, los efectos sociales son más evidentes en el subconjunto de muertes prevenibles por vacunas y perinatales. En 1980, dichos efectos explicaron 14% de las muertes evitadas por vacunas y las perinatales en Colombia, las que subieron a 19% en 1990. En Paraguay, las cifras correspondientes son de 13% y 22%. Estas diferencias muestran que



los efectos de la interacción social también cobraron más relieve durante el período, una observación consistente con la hipótesis de Bongaarts y Watkins (1996). Aquí, cabe formular una advertencia. La proyección retrospectiva de los efectos de la interacción social de 1990 a 1980 puede llevar a que estos últimos se sobreestimen. Teóricamente, los efectos de interacción emergen, y tienen una duración incierta y dependiente de factores estructurales y sociales. Dicho esto, si se supone que eran constantes en ambos años, los efectos de la interacción social representan hasta un quinto de la reducción observada de la mortalidad infantil durante la década.

Las simulaciones de la mortalidad materna son comparativamente más simples. En el cuadro 10 se observa que en 1977 los programas de atención materna de Colombia prevenían 41% de las muertes maternas. La descomposición muestra que los efectos sociales representan 9% de estas muertes evitadas. Dado que la cobertura no varió durante el período, el porcentaje de 1990 tampoco cambia. En Paraguay, la cobertura de la atención materna aumentó de 22% a 30% entre 1980 y 1988 (cuadro 4), y los servicios de atención materna representaron 41% de las muertes prevenibles en ambos años. Los efectos de la interacción social sobre la mortalidad materna son aproximadamente dos veces más importantes en Paraguay que en Colombia. Cabe formular otra advertencia. Estas cifras deben interpretarse como los límites superiores de efectos medidos muy imperfectamente. Es poco probable que todos los servicios de atención materna hayan funcionado de manera óptima en ambos países. Además, como ya se dijo, la mortalidad materna adolece de una seria subdeclaración, sobre todo en Paraguay donde apenas se registra la mitad de todas las muertes maternas.

## **DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES**

En el presente estudio he demostrado que las opciones de comportamiento de salud son contingentes en gran medida con los comportamientos de salud de personas cercanas. Estos efectos de interacción social difieren según el tipo de comportamiento y el lugar, y ocurren en adición de los efectos individuales, familiares y contextuales. En ninguno de los dos países estudiados el efecto positivo de la participación rutinaria en la inmunización o los efectos de la interacción social compensan plenamente los efectos negativos del factor de riesgo del hogar. En cambio, en ambos países, la participación en los programas prenatales o los efectos de la interacción social son suficientes para compensar los efectos a nivel de hogar sobre la atención del parto. En todos los modelos, salvo uno

(inmunización en Paraguay), los efectos *combinados* de la participación en el programa APS y de las interacciones sociales compensan los efectos aditivos del factor de riesgo. Por ende, el incremento de los efectos sociales podría haber compensado la efectividad decreciente del programa para mantener estable la producción de salud en el hogar. En la medida en que los comportamientos de salud están correlacionados, los efectos de la interacción social habrían incrementado también otros factores conductuales para la producción de salud en el hogar. De esta manera tanto los hogares de bajo y alto riesgo pudieron mantener su nivel de salud durante los económicamente tormentosos años ochenta.

La observación de que los efectos de la interacción social son más influyentes en Paraguay, que es menos diferenciado, no concuerda con la teoría social estructural. Esta diferencia podría explicarse porque los efectos de la interacción social varían en el tiempo. Los efectos captados en 1990 en Paraguay podrían haber sido relativamente contundentes, mientras que los correspondientes a Colombia, con una transición de la mortalidad que se mueve con mayor rapidez, podrían haber estado ya en declinación. Lamentablemente, esta hipótesis no puede verificarse con datos corte transversal.<sup>6</sup>

El tomar conciencia de que los comportamientos de salud son hasta cierto punto colectivos tiene implicaciones profundas. Desde un punto de vista práctico, los esfuerzos de movilización social dirigidos a comunidades específicas podrían inducir cambios conductuales en salud en zonas donde la comercialización directa y otros enfoques individuales fracasan. A medida que los procesos de globalización en marcha prosiguen y se aceleran, el contacto con los nuevos conceptos y conductas en materia de salud sólo puede aumentar. Las preferencias de salud serán cada vez más lábiles. Lamentablemente, no hay garantía de que los nuevos comportamientos que se adopten sean productores de salud. Este estudio ha detectado efectos sociales positivos netos, pero no hay una razón teórica para esperar que esto sea siempre así. Según señala Noack (1987), los efectos de la interacción social podrían concebiblemente amplificar una mala experiencia o una reacción negativa traduciéndose en un movimiento contrario a un concepto de salud específico. Por otra parte, la erradicación de las enfermedades y otras intervenciones de salud en gran escala que persiguen inducir el compromiso de la comunidad se vuelven más factibles a medida que proliferan cada vez más las interacciones sociales.

---

6 En otros artículos utilizo los datos sobre duración de la inmunización para demostrar que los cambios de este comportamiento se reflejan como un proceso endógeno de retroalimentación que es impedido o amplificado por la estructura social (McQuestion, 2000).

## Anexo 1

Cuadro A.1

### EFFECTOS MARGINALES PROBIT BIVARIANTES SOBRE LA INMUNIZACIÓN, EDSII, 1990

Variable independiente	Colombia (n=2912)		Paraguay (n= 3424)	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
<b>Inmunización</b>				
Niño 18-23 meses de edad	0.107*	0.024	0.137*	0.030
Niño 24-29 meses de edad	0.158*	0.022	0.143*	0.030
Niño 30-35 meses de edad	0.116*	0.024	0.157*	0.029
Niño 36-41 meses de edad	0.155*	0.023	0.198*	0.029
Niño 42-47 meses de edad	0.142*	0.023	0.206*	0.029
Niño 48-53 meses de edad	0.160*	0.023	0.186*	0.029
Niño 54 + meses de edad	0.168*	0.022	0.191*	0.025
Jefatura femenina del hogar	-0.014	0.023	-0.033	0.028
Orden de nacimiento	-0.018*	0.004	-0.023*	0.004
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.084*	0.020	-0.177*	0.025
No habla español			-0.112*	0.020
Cónyuge agricultor	-0.120*	0.039	-0.091*	0.022
<b>Proporción de niños mayores plenamente inmunizados en el municipio inverso de la razón de Mills</b>				
	0.207*	0.050	0.339*	0.032
	-0.325*	0.069	0.373*	0.076

Nota: Se usaron variables instrumentales (no figuran) en los probit bivariantes. Los instrumentos fueron: proporción de la fuerza laboral femenina empleada por cuenta propia a nivel de departamento (COL) y proporción de hogares no hispanoparlantes en la zona censal (PAR). Se usaron los estimadores de varianza Huber/White/sandwich en todos los modelos.

<sup>a</sup> Estos coeficientes están normalizados. Para la  $j$ 'ésima variable,  $B_j \phi(z)$  representa el cambio en la probabilidad de inmunización plena para un cambio unitario en  $j$  donde  $z = \phi^{-1}(p)$ , es la media muestral de la variable respuesta y  $B_j$  es el coeficiente probit para la variable.

Cuadro A.2

**EFFECTOS MARGINALES PROBIT BIVARIANTES SOBRE  
LA ATENCIÓN PROFESIONAL DEL PARTO, EDSII, 1990**

Variable independiente	Colombia (n=2912)		Paraguay (n= 3424)	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Parto				
Edad materna < 20 años	-0.040	0.103	0.033	0.045
Edad materna 30-39 años	0.091 <sup>‡</sup>	0.053	-0.007	0.034
Edad materna 40-45 años	0.100*	0.051	-0.102	0.101
Jefatura femenina del hogar	0.003	0.032	-0.112*	0.027
Nacidos vivos	-0.019*	0.002	-0.026*	0.003
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.112*	0.055	-0.153*	0.047
No habla español	-0.052	0.043	-0.143*	0.022
Cónyuge agricultor			-0.132*	0.030
Proporción de niños mayores en el municipio con atención profesional en su parto	0.303*	0.022	0.341*	0.031
Inverso de la razón de Mills	0.095	0.296	0.500*	0.232

**Nota:** se usaron variables instrumentales (no figuran) en los probit bivariantes. Los instrumentos fueron: proporción de la fuerza laboral femenina empleada por cuenta propia a nivel de departamento (COL) y proporción de hogares no hispanoparlantes en la zona censal (PAR). Se usaron los estimadores de varianza Huber/White/sandwich en todos los modelos.

<sup>a</sup> Estos coeficientes están normalizados. Para la  $j$ 'ésima variable,  $B_j \phi(z)$  representa el cambio en la probabilidad de inmunización plena para un cambio unitario en  $j$  donde  $z = \phi^{-1}(p)$ , es la media muestral de la variable respuesta y  $B_j$  es el coeficiente probit para la variable.

## BIBLIOGRAFÍA

- Altimir, Oscar (1984), "Poverty, income distribution and child welfare in Latin America: A comparison of pre- and post-recession data", *World Development*, vol. 12, Nº 3.
- Alvarez-Larrauri, S., C. Alvarez-Larrauri y J. Jufresa-Carreras (1994), "Aprendiendo a prevenir la deshidratación en comunidades alejadas y mercados mexicanos", *Social Science and Medicine*, vol. 38, Nº 11.
- Arriagada, Irma (1990), "La participación desigual de la mujer en el mundo del trabajo", *Revista de la CEPAL*, Nº 40 (LC/G.1613-P), Santiago de Chile, abril.
- Bahr, Jürgen y R. Wehrhahn (1993), "Life expectancy and infant mortality in Latin America", *Social Science and Medicine*, vol. 36, Nº 10.
- Banco Mundial (1998), *Social Development Indicators*, Washington, D.C.
- Becker, Stan y Robert Black (1996), "A model of child morbidity, mortality and health interventions", Population Center Working Paper, Nº 96-06, Baltimore, Maryland, Johns Hopkins University.
- Behrman, Jere R. (1990), "A survey on socioeconomic development, structural adjustment and child health and mortality in developing countries", *Child Survival Programs: Issues for the 1990s*, Kenneth Hill (comp.), Baltimore, Maryland, Institute for International Programs, The Johns Hopkins University School of Hygiene and Public Health.
- Behrman, Jere R. y Anil B. Deolalikar (1990), "Health, nutrition and macro-economic adjustment with a human face: The analytical basis for the UNICEF advocacy and a case comparison", *What We Know about the Health Transition: The Cultural, Social and Behavioral Determinants of Health, Volume 1*, John Caldwell y (comps.), Canberra, Health Transition Centre, Universidad Nacional Australiana.
- Berkman, L.F. y S.L. Syme (1979), "Social networks, host resistance and mortality: A nine-year follow-up study of Alameda County residents", *American Journal of Epidemiology*, Nº 109.
- Birdsall, Nancy (1989), "Thoughts on good health and good government", *Daedalus*, Nº 118.
- Blalock, Hubert (1984), "Contextual effects models: theoretical and methodological issues", *Annual Review of Sociology*, Nº 10.
- Blaney, C.L. (1994), "Making motherhood safer in Bolivia", *Network*, vol. 14, Nº 3.
- Boerma, J. Ties y otros (1990), "Immunization: Levels, trends and differentials", *Demographic and Health Surveys Comparative Studies*, Nº 1. Columbia, Maryland, Macro International.

- Bongaarts, John y R. Potter (1983), *Fertility, Biology and Behavior: An Analysis of the Proximate Determinants*, Nueva York, Academic Press.
- Bongaarts, John y Susan Cotts Watkins (1996), "Social interactions and contemporary fertility transitions", Population Council Research Division Working Paper, N° 88, Nueva York, Population Council.
- Brock, William A. y Steven N. Durlauf (2000), "Interaction-based models", Departamento de Economía, Universidad de Wisconsin-Madison, inédito.
- Bunton, Robin, Simon Murphy y Paul Bennett (1991), "Theories of behavioural change and their uses in health promotion: Some neglected areas", *Health Education Research*, vol. 6, N° 2.
- Carlsson, Gosta (1966), "The decline of fertility: innovation or adjustment process", *Population Studies*, vol. 20, N° 2.
- Case, Anne C. (1991), "Spatial patterns in household demand", *Econometrica*, vol. 59, N° 4.
- CELADE (Centro Latinoamericano de Demografía) (1997), *Boletín demográfico*, año 30, N° 59, Santiago de Chile.
- (1991), "América Latina: porcentajes urbanos 1990", *Boletín demográfico*, año 24, N° 47 (LC/DEM/G.97), Santiago de Chile, enero.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (1993), Balance preliminar de la economía de América Latina y el Caribe 1993 (LC/G.1794), Santiago de Chile, diciembre.
- (1989), Balance preliminar de la economía latinoamericana, 1988 (LC/G.1536), Santiago de Chile.
- Cleland, John, George Bicego y Greg Fegan (1992), "Socioeconomic inequalities in childhood mortality: The 1970s and 1980s", *Health Transition Review*, vol. 2, N° 1.
- Coleman, James A. (1990), *Foundations of Social Theory*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- Cornia, Giovanni A., Richard Jolly y Frances Stewart (1987), *Adjustment with a Human Face*, Nueva York, Oxford University Press.
- Curtis, Sian L., Ian Diamond y John W. McDonald (1993), "Birth interval and family effects on postnatal mortality in Brazil", *Demography*, vol. 30, N° 1.
- DaVanzo, Julie y Paul Gertler (1990), "Household production of health: A microeconomic perspective on health transitions. A RAND Note", Santa Monica, RAND.
- de Quadros, Ciro A. y otros (1991), "Eradication of poliomyelitis: Progress in the Americas", *Journal of Pediatric Infectious Diseases*, N° 103.
- Desai, Solange (1992), "Children at risk: The role of family structure in Latin America and West Africa", *Population and Development Review*, vol. 18, N° 4.
- Devlin, Robert (1989), "Disyuntivas frente a la deuda externa", *Revista de la CEPAL*, N° 37 (LC/G.1547-P), Santiago de Chile, abril.
- Eberstein, I.W., C.B. Nam y R.A. Hummer (1990), "Infant mortality by cause of death: main and interaction effects", *Demography*, vol. 27, N° 3.

- Eckstein, Susan (1989), *Power and Popular Protest. Latin American Social Movements*, Berkeley, California, University of California Press.
- Elo, Irma T. (1992), "Utilization of maternal health care services in Peru: The role of women's education", *Health Transition Review*, vol. 2, Nº 1.
- Erbring, Lutz y Alice A. Young (1979), "Individuals and social structure", *Sociological Methods & Research*, vol. 7, Nº 4.
- Ewbank, Douglas C. y Samuel Preston (1990), "Personal health behavior and the decline in infant and child mortality: The United States 1900-1930", *What We Know about the Health Transition: The Cultural, Social and Behavioral Determinants of Health, Volume I*, John Caldwell (comps.), Canberra, Health Transition Centre, Universidad Nacional Australiana.
- Govindaraj, Ramesh, Gnaranaraj Chellaraj y Christopher J.L. Murray (1997), "Health expenditures in Latin America and the Caribbean", *Social Science and Medicine*, vol. 44, Nº 2.
- Guzmán, J.M. (1989), "Trends in socioeconomic differentials in infant mortality in selected Latin American countries", *Differential Mortality: Methodological Issues and Biosocial Factors*, L. Ruzicka, G. Wunsch y P. Kane (comps.), Oxford, Clarendon Press.
- Hill, Kenneth y Anne R. Pebley (1989), "Child mortality in the developing world", *Population and Development Review*, Nº 15.
- Hirschman, Albert O. (1982), "Rival interpretations of market society: civilizing, destructive or feeble?", *The Journal of Economic Literature*, Nº 20.
- House, James S., Karl R. Landis y Debra Umberson (1988), "Social relationships and health", *Science*, Nº 241.
- Institute for Resource Development/Westinghouse (1987), "Demographic and Health Surveys Sampling Manual. Basic Documentation- 8", Columbia, Maryland.
- Jacobi, Pedro (1990), "Movimientos reivindicatorios urbanos, estado e cultura política: Reflexão em torno da ação coletiva e dos seus efeitos político-institucionais no Brasil", *Classes y movimientos sociales na America Latina*, S. Larangeira (comp.), São Paulo, Editora Hucitec.
- Jelin, Elizabeth (1995), "Family and Gender: Notes for the Debate; Familia y género: notas para el debate", *Estudos-Feministas*, vol. 3, Nº 2.
- Koblinsky, Marilyn A. (1995), "Beyond maternal mortality- magnitude, interrelationship, and consequences of women's health, pregnancy-related complications and nutritional status on pregnancy outcomes" *International Journal of Gynecology and Obstetrics*, Nº 48 (suppl).
- Kohler, Hans-Peter (1997), "Learning in social networks and contraceptive choice", *Demography*, vol. 34, Nº 3.
- Land, Kenneth C., Glenn Deane y Judith R. Blau (1991), "Religious pluralism and church membership: A spatial diffusion model", *American Sociological Review*, Nº 56.
- Lavy, V. y J.M. Germain (1994), "Quality and cost in health care choice in developing countries", LSMS Working Paper, Nº 105, Washington, D.C., Banco Mundial.

- Lazarsfeld, P.F. y H. Menzel (1969), "On the relation between individual and collective properties", *A Sociological Reader on Complex Organizations*, A. Etzioni (comp.), Nueva York, Holt, Rinehart and Winston.
- León, Marta (1987), "Lucha por la seguridad social de la trabajadora doméstica", *Mujeres, crisis y movimiento en América Latina y el Caribe*, Neuma Aguiar (comp.), Santiago de Chile, Isis Internacional, Vol. XI.
- Lloyd, Cynthia B. (1991), "The contributions of the World Fertility Surveys to an understanding of the relationship between women's work and fertility", *Studies in Family Planning*, vol. 22, N° 3.
- López, A.D. (1993), "Causes of death in industrial and developing countries: Estimates for 1985-1990", *Disease Control Priorities in Developing Countries*, Dean T. Jamison y otros (comps.), Oxford, Oxford University Press.
- Magnac, Thierry (1992), "Female labor market participation and wages in Colombia", *Case Studies on Women's Employment and Pay in Latin America*, George Psacharopoulos y Zinos Tzannatos (comps.), Washington, D.C., Banco Mundial.
- Manski, Charles (1995), *Identification Problems in the Social Sciences*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- (1993), "Identification of endogenous social effects: The reflection problem", *Review of Economic Studies*, N° 60.
- Marsden Peter y Noah Friedkin (1993), "Network studies of social influence", *Sociological Methods and Research*, vol. 22, N° 1.
- Matthews, Zoe y Ian Diamond (1999), "The Expanded Programme on Immunization: Mortality consequences and demographic impact in developing countries", *Genus*, vol. 55, N° 1-2.
- (1997), "Child immunization in Ghana: The effects of family, location and social disparity", *Journal of Biosocial Sciences*, N° 29.
- McLeroy, K.R., D. Bibeau, A. Steckler y K. Glanz (1988), "An ecological perspective on health promotion programs", *Health Education Quarterly*, vol. 15, N° 4.
- McQuestion, Michael J. (2000), "A bivariate probit analysis of social interaction effects", Center for Demography and Ecology Working Paper, N° 2000-05, Universidad de Wisconsin- Madison.
- Mechanic, David (1993), "Social research in health and the American sociopolitical context: The changing fortunes of medical sociology", *Social Science and Medicine*, N° 36.
- Messick, Richard E. (comp.) (1996), *World Survey of Economic Freedom 1995-1996: A Freedom House Study*, New Brunswick, New Jersey, Transaction Publishers.
- Midhet, Farid, Stan Becker y Heinz Berendes (1998), "Contextual determinants of maternal mortality in rural Pakistan", *Social Science and Medicine*, vol. 46, N° 12.



- Montgomery, Mark y John Casterline (1996), "Social learning, social influence and new models of fertility", *Fertility in the United States: New Patterns, New Theories. Population Development and Review. Supplement 22*, Ronald D. Lee y Karen A. Foote (comps.), Nueva York, Population Council.
- (1993), "The diffusion of fertility control in Taiwan: Evidence from pooled cross-section time-series models", *Population Studies*, N° 47.
- Mosley, W. Henry y Lincoln C. Chen (1984), "An analytic framework for the study of child survival in developing countries", *Population and Development Review*, N° 10 (supplement).
- Musgrove, Philip (1996), "Public and private roles in health", World Bank Discussion Paper, N° 339, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Naciones Unidas (1997), *Report on the World Social Situation 1997*, Nueva York, Departamento de Información Económica y Social y Análisis de Políticas (DIESAP).
- (1994), *Urban and Rural Areas 1950-2025: The 1994 Revision*, Nueva York.
- (1993), *World population prospects: The 1992 Revision*, Nueva York, Departamento de Análisis Económicos y Sociales, División de Población. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.93.XIII.7.
- (1992), *World Population Prospects 1990*, Nueva York.
- (1991), *The World's Women 1970-1990: Trends and Statistics*, Social Statistics and Indicators, Nueva York.
- Nathanson, Constance A. (1977), "Sex, illness, and medical care. A review of data, theory, and method", *Social Science & Medicine*, vol. 11, N° 1.
- Nino, L. y otros (1994), "Proyecto comunitario para la atención primaria de menores de 5 años con infecciones respiratorias agudas", *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana*, vol. 117, N° 3.
- Noack, Horst (1987), "Concepts of health and promotion", *Measurement in health promotion and protection*, T. Abelin, Z.J. Brzezinski y Vera D.L. Carstairs (comps.), WHO Regional Publications European Series, N° 22, Copenhagen, Oficina Regional para Europa, Organización Mundial de la Salud (OMS).
- OEA (Organización de los Estados Americanos) (1992), "Tourist arrivals (Table A-41)", *Statistical bulletin of the OAS*, vol. 10, N° 2.
- OMS (Organización Mundial de la Salud) (1996), *Revised 1990 Estimates of Maternal Mortality: A New Approach by WHO and UNICEF*, Ginebra.
- (1991), *World Health Statistics Annual*, Ginebra.
- (1985), "WHO's Expanded Program on Immunization", *World Health Statistics Quarterly*, N° 38.
- (1979-1995), *World Health Statistics Annuals*, Ginebra.
- (1978), *Primary Health Care*, Ginebra.
- OPS (Organización Panamericana de la Salud) (1995), "Health statistics from the Americas", *Scientific Publication*, N° 556, Washington, D.C.
- (1994), "Health Conditions in the Americas, Vol I", *Scientific Publication*, N° 549, Washington, D.C., PAHO Press.

- (1993a), “Report of the XXIX Meeting of the PAHO Advisory Committee on Health Research”, *PAHO Epidemiological Bulletin*, vol. 14, N° 2.
- (1993b), “Maternal mortality in the Americas”, *PAHO Epidemiological Bulletin*, vol. 14, N° 1.
- (1992), “Salud: Una condición para el desarrollo”, *Boletín de la Oficina Panamericana*, vol. 113, N° 5-6.
- Palloni, Alberto (1998), “Theories and models of diffusion in sociology”, Center for Demography and Ecology Working Paper, N° 98-11, Madison, Universidad de Wisconsin.
- Palloni, Alberto y Kenneth Hill (1992), “The effects of structural adjustments on mortality by age and cause in Latin America”, Center for Demography and Ecology Working Paper, N° 92-22, Universidad de Wisconsin-Madison.
- Paris Pombo, María D. (1990), *Crisis e identidades colectivas en América Latina*, México, D.F., Plaza y Valdés S.A.
- Peabody, John W. (1996), “Economic reform and health sector policy: Lessons from structural adjustment programs”, *Social Science and Medicine*, vol. 43, N° 5.
- Pebbley, Anne R. (1993), “Goals of the World Summit for Children and their implications for health policy in the 1990s”, *The Epidemiological Transition: Policy and Planning Implications for Developing Countries. Workshop proceedings*, James N. Gribble y Samuel H. Preston (comps.), Washington, D.C., Comité sobre Población, Commission on Behavioral and Social Sciences and Education, Consejo Nacional de Investigaciones, National Academy Press.
- Pebbley, Anne R., Noreen Goldman y Germán Rodríguez (1996), “Perinatal and delivery care and childhood immunization in Guatemala: Do family and community matter?”, *Demography*, vol. 33, N° 2.
- Pappas, G. y otros (1993), “The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986”, *New England Journal of Medicine*, N° 329.
- Preston, Samuel H. (1986), “Review of Richard Jolly and Giovanni Andrea (eds): The impact of world recession on children”, *Journal of Development Economics*, vol. 21, N° 2.
- Psacharopoulos, George y Zinos Tzannatos (1992), *Women's Employment and Pay in Latin America: Overview and Methodology*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Rivera-López, T., M. Salas-Ramírez y J.D. Amato-Martínez (1994), “Influencia del control prenatal sobre la morbimortalidad materna y perinatal en un centro hospitalario de segundo nivel de atención”, *Ginecología y Obstetricia de México*, N° 62.
- Rosero-Bixby, Luis y John Casterline (1993), “Modelling diffusion effects in fertility transition”, *Population Studies*, vol. 47, N° 1.
- Royston, Erica y Sue Armstrong (1989), *Preventing Maternal Deaths*, Ginebra, Organización Mundial de la Salud (OMS).

- Rosenzweig, Mark R. y T. Paul Schultz (1982), "Child mortality and fertility in Colombia: Individual and community effects", *Health Policy and Education*, N° 2.
- Rutenberg, Naomi y otros (1991), "Knowledge and use of contraception", *DHS Comparative Studies*, N° 6, Columbia, Maryland, Institute for Resource Development/Macro International.
- Rutstein, Shea O., Allen E. Sommerfelt y J. Schoemaker (1990), "Who uses maternal and child health services? Evidence from the Demographic and Health Services", *Child Survival Programs: Issues for the 1990s*, K. Hill (comp.), Baltimore, Maryland, Institute for International Programs, The Johns Hopkins University School of Hygiene and Public Health.
- Sastry, Narayan (1995), "A multilevel hazards model for hierarchically clustered data: Model estimation and an application to the study of child survival in Northeast Brazil", RAND Labor and Population Program Working Paper Series, N° 95-15, Santa Monica, California, RAND.
- Schultz, T. Paul (1984), "Studying the impact of household economic and community variables on child mortality", *Population Development Review* (supplement), N° 10.
- Snow, David A. y Robert D. Benford (1988), "Ideology, Frame Resonance, and Participant Mobilization", *International Journal of Social Movements Research*, N° 1.
- Stansfield, S.K. y D.S. Shepard (1993), "Acute respiratory infection", *Disease Control Priorities in Developing Countries*, Dean T. Jamison y otros (comps.), Oxford, Oxford University Press.
- Steele, Fiona, Ian Diamond y Sajeda Amin (1995), "Immunisation uptake in rural Bangladesh: A multilevel analysis", documento presentado a la Reunión Anual de la Asociación Demográfica de los Estados Unidos de América, San Francisco, California, 6 al 8 de abril.
- Sullivan, Jeremiah M., Shea O. Rutstein y George T. Bicego (1994), "Infant and child mortality", *DHS Comparative Studies*, N° 15, Calverton, Maryland, Macro International.
- Tam, Luis (1994), "Rural-to-urban migration in Bolivia and Peru: Association with child mortality, breastfeeding cessation, maternal care and contraception", *DHS Working Series Paper*, N° 8, Calverton, Maryland, Macro International.
- Touraine, Alain (1988), "Modernity and cultural specificities", *International Social Science Journal*, N° 40.
- Tsui, Amy O., Judith N. Wasserheit y John G. Haaga (1997), *Reproductive health in developing countries. Panel on Reproductive Health*, Washington, D.C., Comité sobre Población, Commission on Behavioral and Social Sciences and Education, Consejo Nacional de Investigaciones, National Academy Press.
- United States Public Health Service (1994), "Progress toward global eradication of poliomyelitis, 1988-1993", *Morbidity and Mortality Weekly Report*, N° 43.

- Vlassoff, Carol (1994), "Gender inequalities in health in the third world: Uncharted ground", *Social Science and Medicine*, vol. 39, N° 9.
- Walton, John (1988), "Debt, protest and the state in Latin America", *Power and Popular Protest: Latin American Social Movements*, Susan Eckstein (comp.), Berkeley, California, University of California Press.
- Wilkie, James W. (comp.) (1996), *Statistical Abstract of Latin America*, N° 33, Latin American Center Publications, Los Angeles, California, Universidad de California (UCLA).