

El efecto de la infraestructura pública y las características del hogar sobre la desigualdad y la mortalidad infantil en México: ¿Qué ha cambiado entre 1990 y 2005?

Richard S. Meindl, José Antonio Roldán Amaro, Cynthia Thompson, Tremaine L. Gregory, Marsela Álvarez Izazaga y Gabriel Saucedo Arteaga

Introducción

La mortalidad infantil es el indicador de salud más ampliamente aceptado para medir riqueza y estándar de vida en el mundo (Farahani, Subramanian & Canning, 2009). En tanto que las encuestas sobre mortalidad infantil son la base de las proyecciones demográficas, los diversos factores que influyen la salud de los recién nacidos en entornos culturales y ambientales específicos aún tienen que ser sopesados. En caso contrario, la reducción futura de riesgos puede ser asíncrona o dispareja geográficamente. Además, puede haber respuestas inmediatas, retardadas o, incluso, limitadas ante los avances en tecnología médica, así como políticas alimentarias o de vacunación y de acceso al agua potable; por tanto, el reto epidemiológico es aislar algunos factores para comparar su peso específico en las cifras.

La asignación de recursos para la atención a la salud se hace cada vez más con base en datos estadísticos. A falta de control aleatorio (ver Programa

Progresas líneas abajo) los datos compuestos pueden ser utilizados para comprender los cambios demográficos a través de la construcción de modelos matemáticos de temporalidad explícita, pero poder entender las relaciones entre los factores sociales y ambientales que inciden en la mortalidad infantil en coyunturas específicas, proporciona una base firme para la elaboración de políticas públicas de salud. En este marco, este trabajo analiza encuestas recientes a nivel nacional para medir los factores determinantes en la reducción de la mortalidad infantil en todo México, de acuerdo a muestreos efectuados en 1990, 1995, 2000 (Roldán *et al.*, 2004 y 2005). Posteriormente, los ocho modelos regionales más recientes son comparados en el contexto de la evolución de la estructura demográfica durante los primeros años del nuevo siglo, en preparación para el estudio del censo de 2010.

Desigualdad, epidemiología y diseño experimental

Brasil ha sido clasificado desde hace mucho tiempo entre los países con más alta concentración de ingresos (el 60% de la población recibe menos del 5%). Esto ha comenzado a cambiar, en un principio de manera imperceptible, pero más tangiblemente en tiempos recientes. De hecho, el país se ha convertido en un líder en la campaña global contra la pobreza y la desigualdad mediante su robusto crecimiento económico para la creación de empleos. Sin embargo, su relativa estabilidad ante la crisis económica mundial sugiere que algo más profundo esta tomando forma. Un factor clave ha sido el Programa *Bolsa Familia*, que además de comida y uniformes escolares da apoyos monetarios a las fami-

Richard S. Meindl, Departamento de Antropología y Escuela de Ciencias Biomédicas (ECB), Universidad Estatal de Kent, rmeindl@kent.edu.

José Antonio Roldán Amaro, Instituto Nacional de Ciencias Médicas y Nutrición (INCMN), México, roldanamaro@prodigy.net.mx.

Cynthia Thompson, ECB, Universidad Estatal de Kent (UEK), cthompson9@kent.edu.

Tremaine L. Gregory, ECB, UEK, ltgrego@kent.edu.

Marsela Álvarez Izazaga, INCMN, marselalejandra@yahoo.com.

Gabriel Saucedo Arteaga, INCMN, saucedo@quetzal.innsz.mx.

lias cuyos hijos acuden a exámenes de salud regularmente y siguen el programa de vacunación (Margolis, 2009; *Bolsa Família*, 2010). Aunque éste es un esfuerzo modesto en comparación con otros programas sociales, ha tenido dos efectos importantes: reducir la desigualdad y ser un incentivo para que las familias inviertan en sus hijos, constituyendo así un esfuerzo para romper el ciclo transgeneracional de pobreza. Con un costo de menos de medio punto porcentual del PIB brasileño, *Bolsa Família* abarca 11 millones de personas, la mayoría de los más pobres de ese país.

Una estrategia similar anterior en México, llamada Programa de Educación, Salud y Alimentación (Progresa), incluía una asignación monetaria a mujeres pobres por su participación en un programa de educación alimenticia y de salud y por mantener a sus hijos en la escuela, especialmente a sus hijas en la etapa media superior escolar (Skoufias, 2005; Rosenberg, 2006). En 1995, el entonces Subsecretario de Economía, Santiago Levy, había visto que el programa antipobreza se adecuaba más a las necesidades de la industria de los alimentos, que a las de los pobres. Después de la devaluación del peso, Levy organizó otro programa antipobreza en Campeche, donde no atraería atención mediática. “Los resultados fueron monitoreados cuidadosamente, rastreando sus efectos con poblaciones comparables a las incluidas en el mismo” (Kristoff & Dunn, 2009:173). Cuando el presidente Ernesto Cedillo conoció estos datos, suspendió el programa de subsidios alimenticios e implementó éste último a nivel nacional. El programa fue llamado “Oportunidades” y su expansión es un ejemplo clásico de políticas basadas en la evidencia; algunos trabajadores de la salud han atestiguado los efectos de su expansión a otros continentes. Estos programas fueron diseñados eligiendo aleatoriamente qué comunidades eran seleccionadas como parte del experimento o grupo de control, también haciendo uso de una evaluación rigurosa por parte de expertos externos, dos características poco comunes en programas de asistencia (Kristof & Dunn, 2009).

El declive de la mortalidad infantil en México

México tiene un producto interno bruto (PIB) *per capita* de más de US \$6,000. Es el tercer país más poblado del hemisferio, detrás de los E.E.U.U. y Brasil, con más de 100 millones de habitantes. Al-

rededor de una cuarta parte de su población vive en áreas rurales y tal vez uno de cada nueve en comunidades de menos de 500 personas. Como respuesta a la crisis de la deuda externa de 1982, la administración federal de México implementó políticas de austeridad fiscales y monetarias que resultaron en recortes presupuestales en salud, un sistema ya de por sí pobremente financiado, además de ineficiente y altamente centralizado (Hernández, *et al.*, 1997). Más recientemente se ha implementado una mejor capacitación para profesionales de la salud, nuevas tecnologías y mejores procedimientos médicos. Sin embargo, su distribución en las distintas regiones de México sigue siendo dispar, independientemente de la riqueza total. Complicando el panorama, tenemos que los más altos índices de natalidad ocurren en las áreas más pobres del país, resultando en un crecimiento demográfico relativo más alto y un crecimiento económico menor, lo cual profundiza la desigualdad estructural. En tales áreas tenemos también un incremento en la emigración y tasas de empleo decrecientes. Estos son los motores de la desigualdad socioeconómica, no sólo en México sino globalmente.

Para reducir aún más las tasas de mortalidad infantil los retos que tiene México y los esfuerzos que debe emprender son bastante distintos a aquéllos que se enfrentan en gran parte de África y Asia y al menos un país en Sudamérica. A diferencia de Nepal, Bangladesh, Eritrea, Malawi, Laos, Bolivia, Chad, Congo y Kenya, por nombrar algunos (UNICEF, 2009), gran parte de México ha visto una gran reducción en las enfermedades infecciosas que son un problema especialmente durante la infancia, reducidas por tecnologías más económicas años atrás. En las últimas dos décadas se han visto programas de prevención de enfermedades infecciosas a nivel municipal, especialmente patógenos del agua, pero la siguiente etapa en la reducción de la mortalidad infantil será relativamente más costosa y basada en evidencia.

Una parte del sistema público de salud ha sido descentralizado (Secretaría de Salud, 1996) y algunas fuentes de financiamiento y la calidad del servicio han mejorado desde principios de los años noventa, no obstante, los servicios de salud todavía no llegan a ser accesibles a todos los estratos de la sociedad mexicana.

Cuadro 1
Mortalidad infantil en México por año y región geográfica

Región	Año	Media (± 1 D.E.)	n
Yucatán-Golfo	1990	442 (± 107)	346
	1995	370 (± 98)	347
	2000	316 (± 67)	352
	2005	245 (± 57)	354
Centro-oeste	1990	407 (± 87)	452
	1995	336 (± 77)	456
	2000	281 (± 52)	457
	2005	222 (± 43)	458
D.F. & alrededores	1990	416 (± 108)	515
	1995	342 (± 98)	532
	2000	288 (± 67)	532
	2005	224 (± 57)	535
Norte	1990	400 (± 99)	334
	1995	324 (± 89)	336
	2000	273 (± 65)	338
	2005	204 (± 56)	338
Pacífico sur	1990	466 (± 116)	756
	1995	396 (± 102)	757
	2000	338 (± 72)	764
	2005	274 (± 65)	769

Fuente: elaboración propia, basada en datos del INEGI y CONAPO 1989-2005
* mortalidad Infantil = # muertes/10,000 nacimientos/año

Los últimos 20 años han visto nuevos esfuerzos en la disponibilidad de servicios básicos, equipo e infraestructura que, aunque de manera dispareja, han aumentado gradualmente los servicios de drenaje municipal, agua potable y luz eléctrica. El propósito de este análisis es el de especificar y medir los efectos de dichas medidas sobre la salud y supervivencia infantil en un contexto heterogéneo de recursos familiares y estatus socioeconómico. Es irónico que las desigualdades en la sociedad mexicana en el rubro de la salud proporcionen una alternativa experimental a la selección aleatoria utilizada como base para la muestra del programa Progresá.

Los últimos 75 años han atestiguado el cambio más pronunciado en la supervivencia infantil en la historia de México (*U.N. Common Database*, UNICEF, 2008). La tasa de mortalidad infantil ha sufrido casi un decremento lineal y es hoy 15% de su valor en 1930. Esto ha continuado a lo largo de las últimas

dos décadas, como se muestra en casi 2,500 municipalidades dentro de cinco amplias áreas geográficas (Cuadro 1).

La mortalidad infantil ha sido siempre más alta en la región sur del Golfo, Yucatán y especialmente en el Pacífico sur, no obstante, la diferencia promedio entre regiones de México, medidas por municipalidad, son pequeñas en comparación a los decrementos intrarregionales de los últimos años. Las variaciones dentro de cada municipio son un tema completamente a parte. Estos patrones, de hecho, representan la penúltima fase de reducción en la mortalidad infantil y una de las características más sobresalientes de la demografía moderna mexicana.

¿Cuáles han sido los determinantes de las más recientes reducciones de la mortalidad infantil? ¿Cómo interactúan los distintos factores antes y después del nuevo milenio para continuar produ-

Cuadro 2

Factores asociados a la mortalidad infantil en México, 1990-2005. Definición operativa

Variable	
Estructura municipal y sus servicios	
% Hogares sin drenaje	D
% Hogares sin agua potable	A
% Hogares sin electricidad	E
Continuo rural-urbano	
% Hogares en comunidades de menos de 5000 habitantes	R
Características del hogar*	
% Personas que no leen o escriben español	H ₁
% Personas ≥ 15 años sin educación primaria	H ₂
% Hogares con > 2 personas por cuarto	H ₃
% Hogares con piso de tierra	H ₄
% Personas con ingreso ≤ 2 salarios mínimos	H ₅

Todas las variables fueron medidas por municipio.

1990: n=2403 municipios, 1995: n=2428, 2000: n=2443, 2005: n=2454

* La variable compuesta (H) se calculó como el promedio de H₁, H₂, H₃, H₄ y H₅.

ciendo tan dramáticas reducciones? ¿Por qué las medidas directas en contra de la desigualdad representan la ruta más efectiva hacia una mejor salud y supervivencia infantil en México?

La base de datos: México, 1995 - 2005

Se consideraron cinco encuestas generadas por distintas agencias gubernamentales: a). *Censo Nacional de Población y Vivienda* (XI & XII); *Conteo de Población y Vivienda* (I & II); elaborados por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), b). *Estadísticas Vitales de Mortalidad* (1989-2005), Secretaría de Salud, c). *Indicadores socioeconómicos e índice de marginación municipal* (1990-2005) y d). *Probabilidades de fallecer en el primer año de vida por municipio* (1990-2005), Consejo Nacional de Población (CONAPO).

Una metodología estandarizada, con precisión incrementada y disgregación municipal representa metas a nivel nacional y, como tal, estas encuestas quinquenales determinan el principio de una útil serie comparativa. No obstante, dichas herramientas no pueden reemplazar estudios de familias, hogares o de caso, seguimiento y análisis longitudinales, todos los cuales son utilizados para confirmar relaciones de causalidad en los datos demográficos.

En lugar de éstos, es importante seguir ampliando el rango temático y la profundidad de estas encuestas, específicamente de manera que nos acerquen a identificar las relaciones entre variables asociadas a la formación de un núcleo familiar y su salud. Por ejemplo, el alza en la utilización de anticonceptivos en México ha aumentado el intervalo entre nacimientos, lo cual se ha traducido tanto en una mejora en la salud materna, como en un incremento en la supervivencia infantil (Juárez *et al.*, 2008).

Sería difícil aislar los efectos de un cambio secular tan ampliamente difundido en la conducta reproductiva sobre la salud, incluso con herramientas mejoradas de medición sobre el uso de anticonceptivos a nivel municipal.

Tres tipos de variables son examinadas en cuanto a la proporción de hogares dentro de una municipalidad, medidos de acuerdo a: 1. Tipo de infraestructura y servicios disponibles 2. Densidad poblacional local y 3. Características de la unidad familiar y el jefe de familia (Cuadro 2).

Estos datos aportan elementos para modelos de regresión que pueden explicar la estructura de la transición de México hacia una tasa de mortalidad infantil más baja. Por supuesto, una correlación fuerte

Cuadro 3
Análisis de componentes principales, cofactores de mortalidad infantil, 2005

Variable	Peso como componente principal				
	1	2	3	4	5
D	.44	.13	.87	-.08	.09
A	.61	.56	-.19	.15	.50
E	.61	.59	.03	.21	-.44
R	.64	-.36	.08	.63	.06
H ₁	.89	-.11	-.01	-.19	-.08
H ₂	.88	-.23	-.03	.04	-.07
H ₃	.84	.12	-.29	-.08	-.10
H ₄	.77	-.02	-.03	-.47	.07
H ₅	.81	-.39	-.12	-.03	.06
Valor propio	4.86	1.03	0.90	0.73	0.49
% Varianza	54	11	10	8	5

Ver Cuadro 2 para definiciones.

Fuente: elaboración propia, basada en datos del INEGI y CONAPO 1989-2005

entre una variable y la supervivencia infantil no necesariamente implica una relación causal. Por tanto, toda capacidad predictiva debe ser interpretada en una serie de modelos con temporalidad explícita. Intentos para determinar estructuras causales en los cuatro puntos del muestreo nos asegurará un buen principio para el futuro entendimiento de la mejoría en las condiciones de salud en el nuevo milenio. Por la naturaleza compuesta del análisis a nivel comunidad, en contraste con las características específicas de una sola familia, cada componente de un ensamble de predictores debe ser examinado en el contexto de varias consideraciones metodológicas.

Consideraciones para el uso de modelos matemáticos: redundancia, interacciones y comportamientos no lineales

Los datos a nivel municipal exhiben un alto nivel de inter correlación. La falta de datos que midan estructura intrafamiliar es una de las razones detrás de la redundancia encontrada entre las características de los municipios, y esto, a su vez, complica reunir un conjunto fiable de valores de regresión para una encuesta a nivel comunidad¹. Un análisis de los componentes principales de las nueve variables a nivel municipal revela que hay menos varia-

bles independientes (Cuadro 3). Al componente principal de los datos de 2005 le corresponde más de la mitad de la variación y pesa fuerte y positivamente sobre las nueve variables. Por tanto, una combinación lineal de estos elementos podría simplemente ser tipificada como pobreza. A otro componente ortogonal le corresponde una variación mucho menor del sistema. Las municipalidades con un índice alto de este componente tienden a mostrar deficiencias en sus servicios de agua potable y servicio eléctrico, pero tienden a ser menos rurales y muestran un menor número de hogares bajo el mínimo de ingresos al año de la encuesta. El tercer componente no es más que una medición independiente de la capacidad de drenaje. Ningún otro componente tiene un efecto fuerte sobre alguna variable. El análisis de componentes principales muestra que el uso de todos los parámetros como regresores en un modelo de predicción de la mortalidad infantil resultaría en un nivel de multicolinea-

¹El propósito de estimar estos modelos lineales es el de aislar y medir los determinantes individuales para las tasas de mortalidad infantil en cada municipio. Las estimaciones de los coeficientes de regresión parciales, los β_i , en un modelo predictivo son estables y tienen una interpretación convencional solamente si hay una identificación positiva del modelo correcto y una atención adecuada a las suposiciones implícitas en el análisis de regresión múltiple.

Cuadro 4
Modelos de regresión para la mortalidad infantil , México, 1990, 1995, 2000, 2005

Año	Muertes/ 10,000 nacidos	Desviación estándar de la regresión	Coeficientes de regresión							R ²
			b ₀	b ₁ (D)	b ₂ (W)	b ₃ (E)	b ₄ (R)	b ₅ (H)	b ₆ (H ²)	
1990	432	31.7	366.2	0.62	1.51	1.93	0.18	-4.48	5.47	.915
1995	359	30.1	301.7	0.71	1.33	2.32	0.10	-3.78	5.68	.907
2000	304	17.9	204.9	0.70	0.32	1.34	0.29	-1.02	4.05	.937
2005	240	15.4	130.9	0.70	0.29	1.61	0.33	0.18	3.17	.941

ridad que haría los cálculos de cada regresión parcial muy inestables (Beck, 2004)².

Para asegurar estimaciones estables para todos los coeficientes, los modelos de predicción de la mortalidad infantil abarcan solamente cinco efectos principales: D, A, E, R y H (Cuadro 2). A lo largo del análisis las magnitudes de los “factores de inflación de la varianza -FIV-” (Chatterjee & Price, 1977; Berk, 2004) fueron monitoreados. Los valores para los FIV de los regresores en todos los modelos finales fueron lo suficientemente bajos como para afirmar que la multicolinealidad no presentó problemas para las estimaciones, lo cual apoya las inferencias hechas a partir del análisis de valores principales. Adicionalmente, los modelos de regresión con temporalidad específica (*time-specific*) para cada región (ver abajo) resultaron bastante similares entre sí, lo cual también confirma la estabilidad en la estimación de coeficientes.

En cada intervalo temporal, los cinco principales regresores y las diez interacciones bidireccionales (e.d., DA, DE, DR,..., y RH) fueron la base para los modelos, así como el punto de partida para reduc-

ciones potenciales en cada etapa. De acuerdo a la metodología de Kleinbaum, Sullivan y Baker (2007) para modelos de regresión logística en epidemiología, nos referimos al hogar (H) como la variable de estudio y a las cuatro interacciones bidireccionales que la incluyen como “moduladores de efectos”. Nos ha resultado útil referirnos a las otras seis interacciones bidireccionales potenciales como factores desconcertantes (Kleinbaum et. al., 2007). Esta clasificación determina dos etapas de resultados crudos para simplificar el procedimiento eficientemente.

Para cada uno de los años 1990, 1995, 2000, 2005 separando tres lustros, retirar los moduladores de efectos de los modelos completos redujo cuatro grados de libertad, pero añadió sólo una muerte infantil (en 10,000) a cada desviación estándar de la regresión. Esto se traduce a una pérdida de menos de un punto porcentual en la varianza a partir de los modelos reducidos y confirma que estas interacciones no son necesarias para la estimación y predicción.

A continuación, una prueba compuesta (Kleinbaum et al., 2007) involucrando las seis interacciones bidireccionales restantes como grupo llevó a la consideración de otra reducción a cada uno de los modelos. Retirar de los modelos los factores desconcertantes resultó en un incremento adicional para la desviación estándar de la regresión para los primeros años (1990-1995) de menos de tres muertes. El aumento en la desviación estándar fue menor a una muerte para el periodo entre (2000 y 2005). Por tanto, como resultado de sólo dos pruebas de fuerza bruta para cada modelo se excluyeron todas las interacciones bidireccionales.

²Un análisis de componentes principales para el mismo conjunto de regresores potenciales para los otros tres censos revela patrones de intercorrelación muy similares y, por tanto, equivalentes a soluciones propias, aunque a veces el segundo y tercer componente intercambian posiciones. Por tanto, en cada ventana temporal considerada la dimensionalidad real es una fracción similar del total del conjunto de variables, así, el desarrollo de un excesivamente complejo modelo de regresión de cuadrados mínimos sería inestable para cada ventana temporal en un dominio estrecho. Puesto que es importante contar con un modelo de regresión con comportamiento estable en un hiperplano multidimensional, la reducción de dicha colinealidad es imperativa.

Cuadro 5

Porcentajes de deficiencia como cofactores de mortalidad infantil, México, 1990-2005

Año	Deficiencia cofactores de mortalidad infantil								
	D	W	E	R	H ₁	H ₂	H ₃	H ₄	H ₅
1990	42	34	24	77	23	57	67	41	77
1995	31	25	14	75	20	52	61	36	77
2000	19	19	10	74	18	46	56	31	73
2005	10	18	5	73	17	39	51	25	67

Los valores reflejan el porcentaje de hogares en cada municipio con deficiencia en la variable correspondiente. Ver Cuadro 2 para las definiciones

Fuente: elaboración propia, basada en datos del INEGI y CONAPO 1989-2005

Incluso esas pequeñas pérdidas de precisión fueron recuperadas, no por algo relacionado con la interacción entre regresores, sino por una leve digresión de la linealidad en el regresor estudiado. Sin embargo, las muertes infantiles se incrementaron levemente de manera geométrica en relación a la variable de hogar H, esto puede ser corregido añadiendo un término cuadrático con un solo grado de libertad.

La fórmula siguiente representa todos los modelos finales:

$$MI_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 A_i + \beta_3 E_i + \beta_4 R_i + \beta_5 H_i + \beta_6 \frac{H_i^2}{100} + \epsilon_i$$

donde, mortalidad infantil representa el número de muertes infantiles en cada 10,000; $i=1,2,\dots,k$ y k es el número de municipalidades bajo seguimiento. Las variables D_i , A_i , E_i y R_i son porcentajes y los H_i son medias aritméticas de los cinco porcentajes por hogar (Cuadro 2). Los H_i^2 son los mismos promedios de los hogares al cuadrado, divididos por 100 para homogeneizar con las magnitudes de todos los coeficientes. La distribución de los residuos de los modelos (ϵ_i) son expresados como desviaciones estándar de la regresión y por coeficientes de determinación.

Aplicaciones del modelo: 1990 – 2005

Los elementos de los modelos de regresión son precisados para cada una de las cotas de los intervalos quinquenales (Cuadro 4). La infraestructura municipal de drenaje adecuado y conexiones de plomería a los hogares se mantuvo constante durante el

periodo del estudio (e.d., β_1 no varió substancialmente después de 1990, Cuadro 4). Los pronunciados incrementos cuasilineales en las proporciones de municipalidades con drenaje adecuado, que llegó en 2005 al 90% del país (e.d., un déficit del 10%, Cuadro 5) se desarrolló paralelamente al pronunciado declive lineal de la mortalidad infantil en México durante las dos décadas pasadas.

En cada uno de los cuatro momentos documentados, un incremento de 10% en el acceso a un servicio de drenaje adecuado, se ha traducido en una reducción de siete muertes infantiles en 10,000 por año (β_1 en el Cuadro 4). La misma correspondencia entre estas dos variables se obtiene dentro de cada región (ver abajo), lo cual implica que las mejoras en la infraestructura del drenaje en todo momento han tenido consecuencias poderosas y consistentes.

Las mejorías en la disponibilidad de agua potable en los años 90s fueron determinantes para la mortalidad infantil, no obstante, la magnitud de este efecto declinó antes del nuevo milenio. Esto se puede observar como una disminución en las pendientes desde 1995 (valores de β_2 , Cuadro 4), así como en una disminución asintótica hacia un 15% en falta de acceso al agua potable en 2005 (A, Cuadro 5). Aún así, el estatus del año 1995, el β_2 que debiera ser más cómo los valores ulteriores que como el de 1990, resulta curioso. El “Proyecto Agua Limpia” comenzó entre 1990 y 1995 (Frenk, *et. al.*, 2003), sin embargo, el abrupto declive en mortalidad por diarrea asociada a la calidad del agua (e.d., de los 1 a los 4 años de edad) no había tenido lugar en 1995. Estos datos dan pie a cuestionar la cobertura regional y la amplitud del periodo de implementación de

Cuadro 6

Modelos de regresión por región, 2005, regiones ordenadas por incidencia de mortalidad infantil

Región	Muertes / 10,000 nacimientos	Coeficientes de regresión							R ²
		b ₀	b ₁ (D)	b ₂ (W)	b ₃ (E)	b ₄ (R)	b ₅ (H)	b ₆ (H ²)	
Noreste	190	78.8	0.84	0.04	0.27	0.19	3.17	2.43	.95
Noroeste	213	138.1	0.64	0.07	1.59	0.41	-0.41	4.62	.96
Pacífico central	219	115.4	0.71	0.26	1.80	0.26	2.15	0.03	.95
D.F. & alrededores	224	93.3	0.98	0.28	1.78	0.24	2.10	1.41	.96
Centro	228	87.4	0.57	0.33	1.40	0.32	3.35	-1.36	.96
Yucatán	238	116.5	0.40	0.53	0.53	0.27	-0.17	5.22	.97
Golfo sur	248	126.3	0.55	0.41	0.41	0.31	-0.24	4.55	.96
Pacífico sur	274	114.9	0.62	0.34	0.34	0.36	-0.16	4.02	.96

dicho programa. Los efectos del nuevo acceso a la electricidad sobre estos hogares de 1990 a 2005 son más difíciles de interpretar. La magnitud de los coeficientes para este regresor se indica como una constante fuerza en la reducción de mortalidad infantil desde 1990 a la fecha (valores β_3 , Cuadro 4). Aún así, la provisión de energía eléctrica, más del 75% en 1990, se tornó casi universal para 2005. ¿Cómo puede mantenerse esta fuerte conexión con la mortalidad infantil cuando parece haber una disminución en las diferencias (entre las ϵ_i) respecto a las que pudiera covariar? La razón escondida es la desigualdad: algunas de las pocas municipalidades con acceso limitado a la electricidad, en realidad tenían un acceso muy limitado y, por tanto, un gran número de muertes infantiles. La conclusión es que la falta de acceso universal a la electricidad sigue siendo un determinante significativo para la mortalidad infantil porque es en realidad un indicador de pobreza y segregación.

El modelo de regresión contiene una variable por municipalidad que mide la proporción de comunidades rurales (R). Se define como el porcentaje de hogares de la municipalidad ubicados en comunidades de menos de 5,000 habitantes. En este análisis esta covariable es utilizada para dar cuenta de muchas variaciones en mortalidad infantil debidas a la vida rural más allá de la infraestructura disponible y todas las características de los hogares. De acuerdo a este marcador arbitrario de 5,000 habitantes,

México ha estado aumentando su proporción de hogares no rurales en 2% cada década (R, Cuadro 5). Esta variable residual general tuvo un efecto independiente, pero limitado, sobre la mortalidad infantil durante los años noventa, y uno ligeramente más grande en el nuevo milenio (β_4 , Cuadro 4).

La variable hogar (H), definida como la media aritmética de cinco déficits porcentuales, está compuesta de medidas altamente interrelacionadas: porcentaje de hogares con hacinamiento, pisos sucios, sin habitantes de habla hispana, sin educación primaria y con solo un ingreso. La variación proporcional en la mortalidad infantil de acuerdo a la variable hogar, combinada con su valor al cuadrado, no cambia mucho desde 1990 a 2005, por lo tanto, la contribución relativa de estos factores dentro del vector de regresores se incrementa muy poco con el tiempo (datos no mostrados). Más aún, la disminución en los valores estimados para los coeficientes cuadráticos implica que la naturaleza curvilínea de esta relación se ha hecho menos pronunciada (β_5 y β_6 , Cuadro 4). Adicionalmente, los valores para los cinco componentes de la variable hogar disminuyen todos monótonamente (Cuadro 5). Los niveles de colinealidad dentro de esta variable compuesta son tales que no se ha hecho intento alguno por especificar las contribuciones de cada componente a las variaciones de la mortalidad infantil; esto tendrá que esperar nuevos estudios intrafamiliares. Y mientras que el nivel promedio de mejoría en el

Cuadro 7

Porcentaje de déficits estructurales por región, 2005

Los déficits revelan el promedio municipal de carencia del servicio. Ver definiciones en el Cuadro 2.

Región	Muertes / 10,000 nacimientos	Deficiencia cofactores de mortalidad infantil				
		D	W	E	R	H
Noreste	190	3	11	4	56	25
Noroeste	213	9	12	7	72	27
Pacífico-Central	219	9	11	4	62	33
D.F. & alrededores	224	10	13	3	65	36
Centro	228	13	15	5	70	34
Yucatán	238	27	4	4	69	41
Golfo Sur	248	7	27	6	71	42
Pacífico Sur	274	11	26	8	88	51

Fuente: elaboración propia, basada en datos del INEGI y CONAPO 1989-2005

nivel de vida en México es poco claro, su distribución dentro de las municipalidades, e.d., la desigualdad, debe ser recabada y analizada también de esta manera.

De 1990 a 2005 ha habido avances en los promedios, tanto de la infraestructura municipal como en el entorno doméstico. Podría parecer que la predominancia de hogares rurales en México no ha cambiado lo suficiente como para impactar la transición en la mortalidad infantil, pero esta aparente falta de efecto estadístico es ilusoria. Una existencia rural mantendrá en el futuro previsible su relación básica con la mortalidad infantil, aunque su impacto estadístico pueda verse diluido por los muchos otros factores en las varias aplicaciones del modelo. En síntesis, el modelo de mortalidad infantil es robusto, e.d., los cambios en los modelos de regresión (o sea, en los coeficientes de regresión) son incrementales. Primero, ha habido una disminución en la tasa de mejoramientos en cuanto al acceso a agua purificada, puesto que el acceso ha pasado de dos tercios a aproximadamente cinco de cada seis hogares. Además, las regresiones de la mortalidad infantil en la fuerte variable Hogar se han vuelto menos curvilíneas hacia el final del periodo de estudio. Los cambios temporales en las variables presentan un patrón de correlación complejo. Hay mejorías lineales pronunciadas en servicios de luz eléctrica y drenaje y otras, como el acceso al agua potable, que descienden asinóticamente. Se tienen también disminuciones significativas y lineales en las deficiencias asociadas al acceso a la educación, el nivel de hacinamiento y menos hogares con piso de tierra.

El ingreso familiar ha mejorado también, sin embargo, éste es muy probablemente vulnerable a la crisis global y mexicana que comenzó el año pasado. Nuevos datos para el 2010 cotejarán esta predicción. Avances graduales en el conocimiento del idioma español en los grupos indígenas parecen estar alentándose. Todo lo anterior refleja mejorías para el nivel de vida en México, pero no una disminución en la desigualdad económica.

Aplicaciones del modelo de regresión: comparaciones regionales en 2005

Excepto por el noreste de México, donde ni las variaciones en acceso a energía eléctrica ni al agua potable juegan un papel en la determinación de los niveles de mortalidad infantil (segundo más bajo índice regional) y el noroeste (el más bajo), desacoplado del efecto del acceso al agua potable; un solo modelo de regresión es prácticamente suficiente para toda la población de México en 2005. Más aún, la alta estabilidad de los coeficientes, demostrada por las muchas equivalencias en estimaciones regionales, confirma la validez de esta metodología de regresión para el análisis de la mortalidad infantil en México (Cuadro 6). Es decir, hay poca variación entre los coeficientes de regresión para las variables de drenaje, agua y electricidad. Por otra parte, dentro de las cuatro ventanas temporales del análisis la contraposición urbano / rural no parece tener un efecto consistente sobre la mortalidad infantil en presencia de otros regresores.

No obstante, aunque los modelos en sí parezcan

robustos, México no es una nación homogénea en absoluto, incluso los valores promedio de los déficits varían bastante de una región a otra (Cuadro 7). El porcentaje en el déficit de drenaje adecuado ha disminuido, excepto en Yucatán, donde más de un cuarto de las comunidades carecen de este servicio (la región baja de Yucatán siempre ha presentado un gran reto a los ingenieros por su falta de agua en la superficie). Aunque 90% de la población contaba con acceso al agua potable para 2005 en todo el país, mucha gente en la zona sur del Golfo y en el Pacífico sur no cuentan con el servicio todavía. De éstas y de las condiciones de drenaje que caracterizan las comunidades aisladas de Yucatán han resultado las tasas más altas de mortalidad infantil en 2005, un recordatorio de la persistencia de desigualdad socioeconómica en México y una indicación clara de que los proyectos subsecuentes deben concentrarse en el sur. La proporción urbano / rural en la región del Pacífico Sur (88% rural) corresponde al nivel extremo de 274 muertes en 10,000 nacidos al año.

Hoy la cultura, la composición familiar y los recursos del hogar representan determinantes poderosos, aunque más refractarios en la determinación de la mortalidad infantil. Nuestra variable Hogar (H) hace un correlato de esto, un alias para la pobreza y un factor determinante en las tasas de supervivencia infantil para regiones en desarrollo. Sin embargo, sería difícil usar esta variable como un regresor que puede ser manipulado en un modelo estadístico causal o mejorado por un programa de salud pública basado en evidencia. Para fines de estudios en comunidades debe permanecer como una variable sintética por el alto nivel de redundancia de sus componentes. En un extremo de este eje están las comunidades con alta incidencia de hacinamiento, pisos de tierra, bajos ingresos, con proporciones altas de gente de más de 15 años sin educación primaria y manejo limitado del idioma español. Desde este extremo hay una gradación de municipios con menos de este tipo de hogares. Para una resolución más alta en la estructura de las causas de mortalidad infantil en México para el nuevo milenio, requerirá de estudios intrafamiliares estratificados y controlados con base en variables que midan la infraestructura municipal. Sólo con este tipo de metodología se podrían aislar los componentes de la pobreza familiar. Dichos estudios debieran enfatizar las regiones del Golfo y Pacífico sur.

Mejorías en la infraestructura, especialmente en el sur de México -más acceso al agua potable en el Pacífico y Golfo sur, un servicio de drenaje apropiado y más extenso en la península de Yucatán- corren el riesgo de ser postergados por el estancamiento económico. Esto se traduce a un impedimento serio a poder dar continuidad a la disminución de la mortalidad infantil, dado que la reducción de la pobreza en los hogares de este país sigue siendo el reto a vencer.

Agradecimientos

A Virgilio Partida por aportar “Probabilidades de fallecer en el primer año de vida, por municipio”. Al trabajo generosamente ofrecido por el Consejo Nacional de Población, la Secretaría de Salud y el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. Asimismo, a D. Ann Herring, Owen C. Lovejoy, Mary Ann Raghanti, Florencia Peña Saint Martin y David G. Kleinbaum por la revisión crítica del manuscrito, los errores restantes son nuestra responsabilidad. También agradecemos a la Escuela de Ciencias Biomédicas de la Universidad Estatal Kent por su apoyo a los investigadores C. Thompson y L.T. Gregory.

Referencias

- Bolsa Familia. (2010) Changing the Lives of Millions in Brazil. (<http://go.worldbank.org/M4EQDZNQX0>)
- Censo Nacional de Población y Vivienda XI (1990) Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática (INEGI). México, (<http://www.inegi.gob.mx/est/contenidos/espanol/cubos/default.asp>)
- Censo Nacional de Población y Vivienda XII (2001) Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática (INEGI). México, (<http://www.inegi.gob.mx/est/contenidos/espanol/cubos/default.asp>)
- Chatterjee, S., & Price, B. (1977) *Regression Analysis by Example*. New York: John Wiley & Sons.
- Conteo de Población y Vivienda (1995) Consejo Nacional de Población. México, (<http://www.inegi.gob.mx/est/contenidos/espanol/cubos/default.asp>)
- Conteo de Población y Vivienda (2005) Consejo Nacional de Población. México, (<http://www.inegi.gob.mx/est/contenidos/espanol/cubos/default.asp>)
- Estadísticas Vitales de Mortalidad, Secretaria de Salud (1989-2005) México, (<http://www.sinais.salud.gob.mx/mortalidad/mortalidad.htm>)

- Farahani, M., Subramanian, S.V., & Canning, D. (2009) The effect of changes in health sector resources on infant mortality in the short-run and the long run: A longitudinal economic analysis. *Social Science and Medicine*, 68:1918-1925.
- Frenk, J., Sepúlveda, J., Gómez-Dantés, O., & Knaul, F. (2003) Evidence-based health policy: three generations of reform in Mexico. *Lancet*, 362:1667-71.
- Hernández, P., Zurita, B., Ramírez, R., Alvarez, F. & Cruz, C. (1997) Las cuentas nacionales de salud. In J. Frenk (Ed.) *Observatorio de la Salud: Necesidades, Servicios, Políticas* (pp.119-142). Mexico City: Fundación Mexicana para la Salud.
- Indicadores Socioeconómicos e Índice de Marginación Municipal. Consejo Nacional de Población (CONAPO) y Comisión Nacional del Agua (1990-2005) (<http://www.conapo.gob.mx/publicaciones/indice2005.htm>)
- Juarez, F., Singh, S., Garcia, S.G., & Diaz Olavarrieta, C. (2008) Estimates of induced abortions in Mexico: What's changed between 1990 and 2006? *International Family Planning Perspectives*, 34:158-168.
- Kleinbaum, D.G., Sullivan, K.M., & Barker, N.D. (2007) *A Pocket Guide to Epidemiology*. New York: Springer.
- Kristof, N.D., WuDunn, S. (2009) *Half the Sky: Turning Oppression into Opportunity for Women Worldwide*. New York: Alfred A. Knopf.
- Margolis, M. (2009) Brazil pays the poor. *Newsweek*, p. 15.
- Partida Bush, V. (n.d.) Probabilidades de fallecer en el primer año de vida, por municipio, 1990-2005 en Estimaciones del Consejo Nacional de Población y Vivienda CONAPO.
- Roldán J.A., Avila, A., Chávez, A., Álvarez, M., Muñoz, M. & Shamah, T. (2004) Regionalización de la situación nutricional en México. México City: Instituto Nacional de Ciencias Médicas y Nutrición Salvador Zubirán.
- Rosenberg, T. (2006) How to fight poverty: Eight programs that work. (www.nytimes.com, Talking points memo, 16 Nov 2006)
- Secretaria de Salud (1996) Programa de Ampliación de Cobertura. Lineamientos de Operación. Mexico City: Secretaria de Salud.
- Skoufias, E. (2005) PROGRESA and its impacts upon the welfare of rural households in Mexico. International Food Policy Research Institute, Res. Report 139.
- UNICEF (2009) Child mortality continues to drop. New York, 10 September. (http://www.unicef.org/media/media_51087.html)
- U.N. Common Database, UNICEF, see website: (http://globalis.gvu.unu.edu/indicador_detail.cfm?IndicatorID=25&Country=MX)



Medicina Social
Salud Para Todos