

***Reducción de la mortalidad infantil:
modelización econométrica para Centroamérica
y Sudamérica, 1970-2000***

NÉLIDA LAMELAS CASTELLANOS
EVA AGUAYO LORENZO
MARÍA TERESA CANCELO MÁRQUEZ*

INTRODUCCIÓN

El Fondo de Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF) en su importante trabajo de atención al estado de bienestar de la infancia, ha establecido como método comúnmente aceptado para medir el nivel y los cambios que se suceden en el mismo, la utilización de la tasa de mortalidad de los menores de cinco años (TMM5) como el principal indicador de este tipo de progreso.

Esta selección responde a los siguientes criterios: es un indicador que tiene en cuenta los resultados finales del proceso de desarrollo humano en lugar de considerar sus factores intermedios, es un indicador que sintetiza en un resultado la participación de diversos factores como la salud nutricional, los

Manuscrito recibido en abril de 2004; aceptado en septiembre de 2005.

* Facultad de Ciencias Económicas y empresariales, Campus Norte, Universidad de Santiago de Compostela, <eanela@usc.es>, <eaguayo@usc.es>, <mcancelo@usc.es>, respectivamente. Las autoras agradecen los comentarios de dos dictaminadores anónimos.

ingresos familiares, la utilización de la atención médica materno-infantil, la seguridad del medio ambiente infantil, entre otros; y además representa –tal como señala esta institución– de forma más adecuada, aunque imperfecta, el estado de salud de la mayoría de la población infantil (UNICEF, 2000).

Por tales razones, las diferentes publicaciones anuales de *El estado mundial de la infancia* presentan una posición de los países de acuerdo al orden descendente de las tasas de mortalidad de los menores de cinco años. Además se destaca, en relación al ritmo de progreso de la medición del desarrollo humano, que:

La utilización combinada de la TMM5 y su tasa de reducción, junto con la tasa de crecimiento del PIB per cápita, permiten obtener un cuadro representativo de los avances logrados por cualquier país o región, durante un período de tiempo, en la satisfacción de las necesidades humanas más básicas (UNICEF, 2002, p. 115).

Y, posteriormente se afirma que “[...] en un estudio sobre 49 países realizado por el UNICEF se puede comprobar que los países que alcanzaron el mayor crecimiento anual entre 1990 y 2000 fueron los que en 1980 tuvieron tasas bajas de mortalidad infantil y de pobreza [...] mientras que las economías que retrocedieron en ese decenio fueron las que en 1980 comenzaron a tener tasas altas de mortalidad infantil, de pobreza por bajos ingresos, o de ambas” (UNICEF, 2003, p. 22), todo lo cual parece confirmar que el desarrollo humano puede promover el crecimiento económico.

Considerando estos aspectos, nuestro trabajo se propone atender a una vertiente no menos importante que aquella relación ya señalada entre la TMM5 y un indicador económico; por lo que analizamos la incidencia que pueden ejercer sobre la reducción de la tasa de mortalidad infantil de menores de un año (TMI), dos indicadores sociales: el porcentaje de población femenina con un determinado nivel de escolarización y el porcentaje de población urbana. Para ello estudiamos en un modelo econométrico el comportamiento de estos indicadores en Centroamérica y Sudamérica, en 16 países seleccionados de ambas áreas, para el período 1970-2000.

Aunque en los últimos años han sido muy reconocidos los beneficios sociales de la educación en general, sobre los cuales Wolfe y Haveman (2000) nos ofrecen una importante selección de trabajos; enfatizamos en la educación

femenina porque, como desde hace más de una década han puntualizado Caldwell (1979), Schultz (1989), Behrman (1990), Aycaguer, Silva y Durán, (1990), King e Hill (1991), Winkler y Guedes (1994) entre otros, cada vez encontramos mayores evidencias acerca de la necesidad de priorizar este proceso de escolarización, para el logro del incremento del bienestar social. Al respecto el Informe Anual 2003 de UNICEF reconoce que:

[...] Esa brecha de género en la educación no solamente es una afrenta contra la dignidad y los derechos de las niñas; sino que también obstaculiza el desarrollo nacional. Las inversiones en educación de las niñas obtienen un rendimiento demostrado, ya que habilitan a las niñas para alcanzar su potencial y sus derechos, durante la infancia y también más adelante, cuando se convierten en mujeres adultas. Como madres, pueden asegurar el bienestar de sus hijos. La productividad económica de sus sociedades se multiplica. El crecimiento de la población se reduce. La pobreza disminuye. (UNICEF, 2003a, p. 17.)

Es precisamente el indicador educación materna el que se considera una de las variables más influyentes en el riesgo de mortalidad entre los menores de un año; porque con independencia de las diferentes posiciones que se suscitan acerca de si este indicador puede o no ser representativo del estatus socioeconómico, –Caldwell (1978, p. 408), Desai y Alva (1998, p. 71)– un gran número de autores coinciden en que resulta decisivo en su disminución.

Tal afirmación se basa en la relevancia de la instrucción para adquirir conocimientos sanitarios elementales sobre las necesidades nutricionales e higiénicas, lo que se manifiesta en una doble vertiente: preventiva, al ayudar a fomentar los hábitos de higiene social; y curativa, al inducir a la población a utilizar mejor los servicios de salud. El peso fundamental de la educación femenina descansa en su vínculo más estrecho con los cuidados infantiles.

Diferentes trabajos que estudian las tendencias actuales de la mortalidad infantil en los países en desarrollo –con especial énfasis en los latinoamericanos– reconocen que los factores socioeconómicos pueden desempeñar un papel tan determinante o más en su explicación, que el aumento de los recursos destinados a la propia atención sanitaria, toda vez que estos recursos han arribado a un determinado nivel.

Hill y Pebley (1989), ante el más lento descenso de la mortalidad infantil que se verifica en los países en desarrollo a partir de los ochenta, destacan aquellas líneas de análisis que valoran por una parte los recortes en los gastos

gubernamentales en servicios sociales, a los que obliga el necesario ajuste estructural y por otra parte, la efectividad de los programas de salud que implementan los gobiernos y las organizaciones institucionales. Romero y Landmann (2000) analizan la asociación entre la crisis económica y la mortalidad infantil.

Dentro del conjunto de trabajos que explican los determinantes de la mortalidad infantil, centramos nuestra atención en aquellos que aplican técnicas econométricas para valorar el impacto que ejercen la educación y el contexto: la variable explicada.

A partir de la selección bibliográfica realizada, enfatizamos en dos aspectos. En primer lugar, identificamos en ellos los indicadores educacionales más frecuentemente utilizados como variables explicativas de la mortalidad infantil. Éstos fueron:

- Las tasas brutas de matriculación, según género y niveles de enseñanza. Subbarao y Raney (1993), Barro y Sala-i-Martin (1995), Desai y Alva (1998) y Mc Mahon (1999).
- Los años de escolarización según género. Wolfe y Behrman (1982), Lamelas y Cancelo (2003), Alves y Belluzzo (2005).
- El número total de individuos o el porcentaje de población sin estudios o con estudios completos, según género y niveles de enseñanza. Haines y Avery (1982), Pinto (1995), Desai y Alva (1998), Rutsein (2000), Lamelas y Cancelo (2003).

En segundo lugar, destacamos en líneas generales las técnicas econométricas en ellos empleadas y los resultados obtenidos.

Wolfe y Behrman (1982), Haines y Avery (1982) y Alves y Belluzzo (2005), basándose en datos procedentes de encuestas, presentan modelos probit en los que la variable explicada es la probabilidad de mortalidad infantil.

Cabe destacar la utilización de modelos de datos de panel que permiten analizar conjuntamente a varios países a lo largo de un determinado período, como los modelos de Barro y Sala-i-Martin (1995) o la modelización de datos de panel con efectos fijos de Alves y Belluzzo (2005), para los municipios de Brasil en el período 1970-2000 y el de Desai y Alva (1998) para distintos *clusters* en 22 países.

Finalmente, en cuanto al método de estimación utilizado encontramos que la mayoría de los trabajos analizados en nuestra revisión bibliográfica utilizan el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

En términos de resultados de las estimaciones efectuadas, encontramos el signo negativo y estadísticamente significativo del parámetro de la variable educación sobre la mortalidad infantil. Para Desai y Alva (1998), entre los 22 países analizados, la educación primaria tiene un efecto estadísticamente significativo en 11 países y la educación secundaria en 14 países. Alves y Belluzo (2005), en la versión dinámica de su modelo, o Haines y Avery (1982) en su análisis de Costa Rica, obtienen bajos valores para los estadísticos *t* debido a problemas de multicolinealidad.

CENTROAMÉRICA Y SUDAMÉRICA: INDICADORES SOCIALES SELECCIONADOS, 1970-2000

En esta sección presentamos una panorámica comparativa de la evolución de la tasa de mortalidad infantil, el porcentaje de población urbana y el porcentaje de población femenina, según los niveles de educación en estas dos áreas.

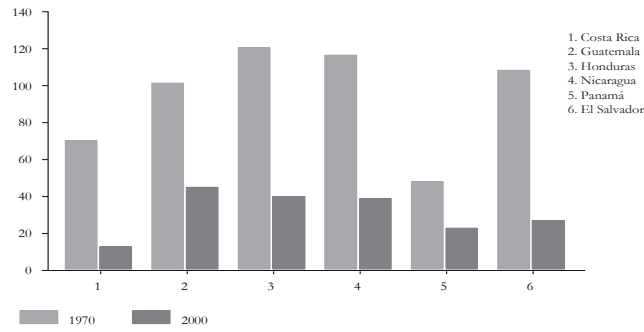
En 1970 la media de la tasa de mortalidad infantil en Centroamérica era de 93.8 defunciones por mil nacidos vivos, mientras que la media de Sudamérica en esa fecha alcanzaba la cifra de 78.5 fallecidos por mil nacidos vivos. En el 2000 las reducciones en estas cifras fueron considerables: Centroamérica logró alcanzar 31.2, lo que constituía la tercera parte de los valores que poseía en 1970, y Sudamérica lograba 28.7, que representaba mucho menos de la mitad del valor de 1970. Como puede apreciarse la brecha que existe en este indicador entre las dos áreas en el 2000 es muy reducida.

En el conjunto de estos 16 países latinoamericanos, la peor situación en este indicador correspondía en 1970 a Honduras, Perú, Nicaragua y Bolivia por ese orden, todos con cifras superiores a 109 defunciones, y los niveles más bajos los ostentaban Uruguay, Panamá y Venezuela, quienes no sobrepasaban las 49. Treinta años después las mejores posiciones correspondían a Chile, Costa Rica y Uruguay con cifras inferiores a 15, mientras que Bolivia, Guatemala, Honduras, Perú y Nicaragua permanecían con valores superiores a 38, seguidos de Panamá y Brasil con valores de 35 y 34, respectivamente, todos ellos por encima de la media de Centroamérica que resulta la más elevada.

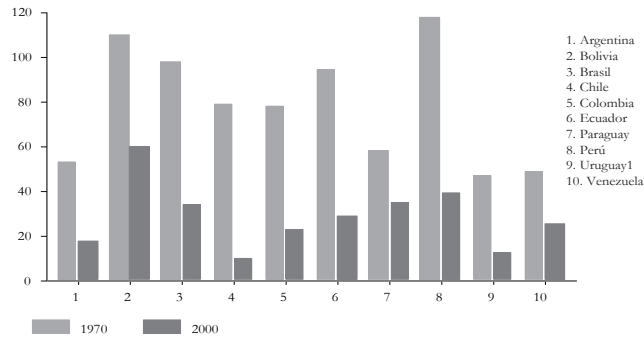
Este análisis de conjunto revela también que tres de los países que se mantienen con las mayores tasas de mortalidad infantil en el transcurso de las tres últimas décadas –Honduras, Bolivia y Nicaragua– son los mismos países que mantienen los más bajos niveles de producto interno bruto (PIB) per cápita en este período (CEPAL-BADEINSO y CEPAL, 2003).

Las gráficas que presentamos a continuación muestran el comportamiento de la TMI por países en cada área.

GRÁFICA 1
Tasa de mortalidad infantil en Centroamérica, 1970 y 2000
(por mil nacidos vivos)



GRÁFICA 2
Tasa de mortalidad infantil en Sudamérica, 1970 y 2000
(por mil nacidos vivos)



Fuente: CIH (1997) y UNICEF (2001).

América Latina en las tres últimas décadas del siglo XX ha continuado avanzando en su proceso de urbanización. Las estimaciones de la Comisión económica para América Latina (CEPAL) nos indican el paso de 57 % de su población en zonas urbanas en 1970 a 75 % en el 2000, lo cual se enmarca dentro de la tendencia actual de la progresiva reducción del crecimiento relativo de la población total, con un acentuado crecimiento continuo de la población urbana.

Sin embargo, aunque precisamente se reconoce este avance, las características del proceso de urbanización latinoamericano en la actualidad difieren del que se desarrollara hasta la década de los setenta, en el cual el alto crecimiento demográfico urbano se debía principalmente a las altas tasas de fecundidad y a los procesos migratorios campo-ciudad. Estas circunstancias cambiaron en el decenio de los ochenta y de los noventa fundamentalmente, a partir de la reducción del éxodo rural y también del descenso en las tasas de fecundidad, no obstante a lo cual se mantuvo el aumento del peso relativo de la población urbana (Pinto, 2002).

Sin adentrarnos en el estudio de las nuevas tendencias demográficas que se observan, nos interesa en torno a ellas, realizar dos reflexiones:

Primero, que “[...] el crecimiento de las ciudades latinoamericanas ha sido acaparado principalmente por las grandes capitales, que sin políticas de planeamiento y diseño urbano, ostentan amplios cinturones marginales de pobreza. De hecho, América Latina es la región de mayor concentración de pobreza urbana en el mundo, aún cuando esta sea más prevalente en las zonas rurales.”(Vicherat, 2002, p. 1.)

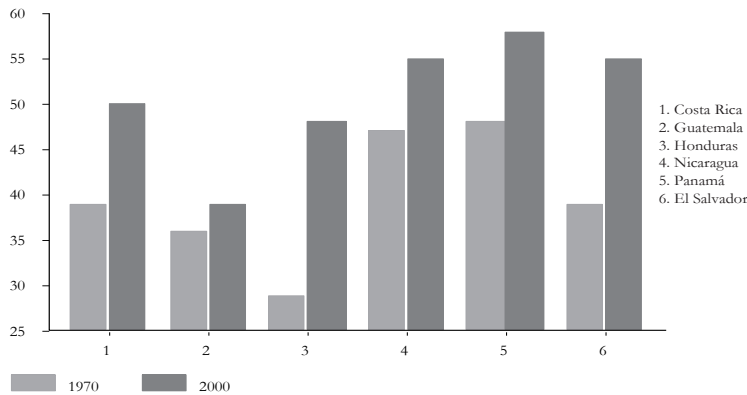
Segundo, que el término *población urbana* no representa una situación homogénea para el conjunto de países latinoamericanos. Por una parte las fuentes estadísticas destacan que el criterio de su identificación como tal varía según el país que aporta la información. Las divergencias al respecto aparecen claramente detalladas en CEPAL-BADEINSO donde se recoge el concepto por cada país; y por otra parte, lo que resulta muy importante, es que las posibilidades al alcance de los diferentes asentamientos urbanos son insuficientes y muy diferentes entre las naciones ya que “[...] aún cuando las condiciones varían de país en país, las oportunidades generadas por la urbanización del

continente se ven seriamente amenazadas por la creciente precarización de sus condiciones de vida, sobre todo si a esto agregamos el progresivo declive del gasto público en salud y educación que afecta por igual a la mayoría de los países para el período 1996-2001”. (Vicherat, 2002, p. 1.)

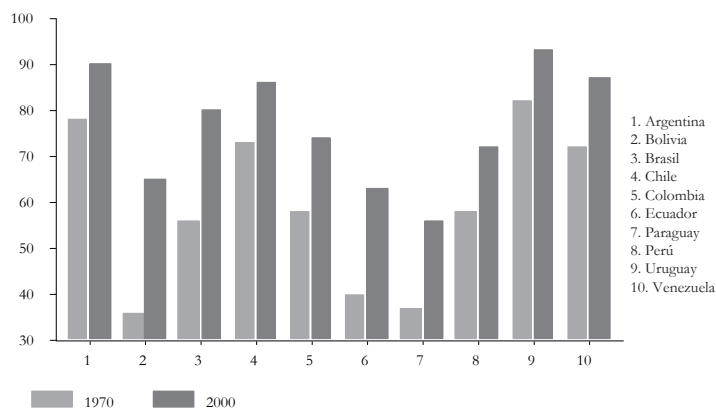
No obstante tales circunstancias, para desarrollar nuestro análisis valoramos la evolución del porcentaje de población urbana en Centroamérica y Sudamérica ya que consideramos que éste puede constituir una variable *proxy* de aspectos relacionados con mejores condiciones de los hogares como una mayor facilidad en cuanto a cercanía y utilización de los servicios de salud y de instrucción, y mejor acceso a la información, en comparación con la situación de los hogares rurales.

La información del Boletín Demográfico No. 63 de la CEPAL, indica que de los países seleccionados Uruguay, Argentina, Chile y Venezuela superaban tanto la cifra de 57 % de población urbana que poseía Latinoamérica en 1970, así como la de 75 % que poseía en el 2000. Sin embargo, Bolivia, Honduras y Guatemala son los países que han experimentado un mayor crecimiento en su porcentaje de población urbana en el período 1970-2000. La evolución de este indicador en cada país se aprecia en las gráficas siguientes.

GRÁFICA 3
Población urbana en Centroamérica, 1970 y 2000
(porcentaje de la población total)



GRÁFICA 4
Población urbana en Sudamérica, 1970 y 2000
 (porcentaje de la población total)



Fuente: CELADE-CEPAL. (1999 y 2003).

Con relación a los niveles de estudios alcanzados por la población femenina atendemos a la estructura de cuatro niveles expuesta en la tabla 1.

Al iniciarse la década de los setenta, cuatro del conjunto de 16 países latinoamericanos evaluados tenían más de 50% de su población femenina mayor de 15 años en condiciones de no escolarización (PNEF), destacando Guatemala con 69%. Precisamente las peores condiciones al respecto se localizaban en Centroamérica, ya que en Sudamérica, con la única excepción de Bolivia, todos los países poseían cifras inferiores a 40%. De igual manera los niveles inferiores también correspondían a esa última área con Argentina, Chile y Uruguay por debajo de 12%.

Consecuentemente el menor porcentaje de población femenina con estudios superiores al nivel secundario (PPSF) coincidía en esa fecha en los países con mayor PNEF, Guatemala, El Salvador y Honduras; y en Sudamérica se encontraban en Colombia y Brasil.

Entre 1970 y el 2000 los mayores esfuerzos por reducir el porcentaje de PNEF en el área de Centroamérica fueron logrados por Honduras, Panamá y El Salvador que consiguieron su disminución prácticamente a la mitad de

TABLA 1
Centroamérica y Sudamérica, 1970 y 2000

Porcentaje según niveles de estudios alcanzados en la población femenina de 15 años o más

	No escolarizada (PNEF)		Con estudios primarios (PEPF)		Con estudios secundarios (PESF)		Con estudios superiores (PPSF)	
	1970	2000	1970	2000	1970	2000	1970	2000
Centroamérica								
Costa Rica	17.0	10.4	69.7	55.0	10.6	18.3	2.7	16.2
Guatemala	69.1	44.4	26.0	39.3	4.5	13.0	0.4	3.4
Honduras	52.3	23.6	42.6	59.4	4.8	12.2	0.4	4.7
Nicaragua	48.3	28.7	39.8	42.2	8.3	21.3	3.6	7.8
Panamá	20.9	10.2	55.1	36.1	21.0	33.6	3.0	20.1
(El) Salvador	53.8	28.4	38.2	48.1	7.6	14.1	0.4	9.4
Sudamérica								
Argentina	8.0	3.9	69.7	44.5	18.9	31.2	3.2	20.4
Bolivia	51.7	34.3	21.9	41.2	23.5	12.2	2.9	12.3
Brasil	39.9	14.7	45.6	67.1	13.3	7.6	1.0	7.5
Chile	10.3	7.6	57.8	43.3	29.1	36.5	2.7	12.6
Colombia	31.0	15.9	57.2	43.1	11.1	31.8	0.7	9.2
Ecuador	35.3	16.2	53.3	43.5	10.1	25.9	1.2	14.4
Paraguay	19.3	7.3	66.9	61.8	12.5	22.9	1.2	8.0
Perú	38.4	16.5	41.2	31.1	17.3	31.0	3.2	21.2
Uruguay	11.5	4.1	60.5	43.6	21.5	36.7	6.5	15.6
Venezuela	35.1	10.5	52.4	41.2	10.2	34.6	2.3	13.7

Fuente: Barro y Lee, Base de datos.

sus cifras iniciales. En el área sudamericana destacaron Venezuela, Uruguay y Paraguay por los valores obtenidos.

En el 2000 los países centroamericanos mejor situados en cuanto al indicador PPSF fueron Panamá y Costa Rica pero partían de las posiciones más favorables en 1970. Resultan sorprendentes los resultados alcanzados en cuanto a su incremento por El Salvador y Honduras que multiplicaron por 23 y 11.8, respectivamente, sus valores de 1970. En el área sudamericana recaen los mayores esfuerzos en Colombia, Ecuador y Brasil, los que multiplicaron por 13, 12 y 7.5 veces las cifras de 1970.

MODELOS ECONÓMÉTRICOS

Los modelos econométricos que presentamos tienen por objetivo analizar la incidencia que ejercen los indicadores del contexto social sobre la tasa de mortalidad infantil. Para ello realizamos dos regresiones, la primera que estudia una muestra de seis países de Centroamérica: Costa Rica (CR), Guatemala (GU), Honduras (HO), Nicaragua (NI), Panamá (PAN) y El Salvador (SA); y la segunda para 10 países de Sudamérica: Argentina (AR), Bolivia (BO), Brasil (BR), Chile (CH), Colombia (CO), Ecuador (EC), Paraguay (PA), Perú (PE), Uruguay (UR) y Venezuela (VE), para el período 1970-2000.

Los datos y las variables del modelo

Las cifras referidas a nuestra variable explicada, la tasa de mortalidad infantil (TMI), han sido conformadas en base a la información que al respecto ofrece CIHI (1997) y UNICEF (2001), y su definición se corresponde igualmente con estas fuentes, que la identifican como la probabilidad de muerte entre el nacimiento y un año de edad, expresada como el número de defunciones por debajo de un año de edad, por 1 000 nacidos vivos anualmente.

En la selección de las variables explicativas, partimos de reconocer la importancia que poseen los indicadores del contexto social en general, y dentro de éstos los indicadores de educación junto a otras condiciones de bienestar del entorno, para estudiar la problemática que nos ocupa. Los modelos econométricos explicados anteriormente, y las aportaciones que con otros enfoques realizan Behrman y Wolfe (1987), González, Gálvez y Jaramillo (1998), Guisán, Aguayo y Expósito (2001) y Lleras-Muney (2002), demuestran la necesidad de utilizar estas variables.

Con relación a la educación femenina, seguimos la división que aparece expuesta en la tabla 1. Atendiendo a la evolución de esos cuatro indicadores educacionales para el conjunto de países centroamericanos y sudamericanos, consideramos que ese indicador no debe ser tratado de forma homogénea en las regresiones econométricas.

Para recoger las diferencias que se aprecian entre ambas regiones seleccionamos, en el primer caso, el porcentaje de población femenina de más de 15 años que no se encuentra escolarizada (PNEF) y en el segundo caso, el porcentaje de población femenina de igual edad que ha alcanzado estudios superiores, o posteriores a los secundarios (PPSF). Así, en la regresión realizada para Centroamérica utilizamos el indicador denominado PNEF y en la regresión realizada para Sudamérica el indicador denominado PPSF.

Ello nos permite analizar el efecto de la educación teniendo en cuenta dos posiciones extremas dentro de las misma, que por lo demás, reflejan satisfactoriamente las características del grupo de países al cual se asocian; es decir, Centroamérica con los mayores porcentajes de mujeres no escolarizadas y Sudamérica con los mayores porcentajes de mujeres con estudios superiores.

En cuanto al segundo grupo de indicadores, utilizamos en ambas regresiones el indicador que se refiere al porcentaje de población urbana con relación a la población total, siguiendo el criterio que al respecto hemos explicado anteriormente.

Las dificultades en disponer de amplias series estadísticas homogéneas para esos años, y para todos los países, de indicadores como el acceso a las condiciones sanitarias, al agua potable, el porcentaje de población por médico, entre otros, no nos permite conformar un vector conjunto de estos aspectos.

Los datos del indicador elegido proceden de la información de la CEPAL-CELADE, (1999, 2003) y las definiciones correspondientes a las dos variables explicativas coinciden con sus fuentes ya mencionadas.

La especificación de los modelos

Teniendo en cuenta las características de la información seleccionada, y las técnicas de estimación econométricas utilizadas en los modelos a los que nos hemos referido con anterioridad, consideramos la conveniencia de trabajar con un modelo de datos de panel con efectos fijos que permite reconocer la heterogeneidad presente en el grupo de países de cada región.

Como señala Baltagi (2001), los datos de panel añaden un volumen mayor de información a la muestra, mayor variabilidad en la misma, reducen los problemas de multicolinealidad y proporcionan más grados de libertad y eficiencia en la estimación.

Concretamente, planteamos dos modelos de datos de panel para seis países de Centroamérica y diez países de Sudamérica, para el período 1970-2000. Para captar los elementos diferenciadores intrínsecos a cada país, como es nuestro caso, introducimos efectos fijos.

Las estimaciones fueron realizadas por el método de mínimos cuadrados ordinarios y se muestran en los anexos I y II.

Como primer paso, realizamos los contrastes de homogeneidad o estabilidad de los parámetros para poder trabajar con un modelo de datos de panel.

La homogeneidad de los coeficientes angulares fue comprobada mediante la aplicación del test de estabilidad muestral basado en la Distribución F-Snedecor a las dos regresiones. En ambos casos ésta fue aceptada para el nivel de significación de 1%. Por el contrario, se rechazó la homogeneidad de la ordenada en el origen en las dos regresiones realizadas, lo que nos confirmó que considerar diferente ordenada en el origen resultaba la especificación más adecuada en ambos casos.

Comparación de los resultados obtenidos

1ª Regresión

Relación entre TMI, PNEF y PURB
Centroamérica, 1970-2000

$$\hat{TMI}_i = \alpha_{0i} + 1.58 PNEF_i - 2.66 PURB_i$$

(3.44) (3.36)

$R^2 = 0.93$

Número de observaciones: 24

2ª Regresión

Relación entre TMI, PPSF y PURB
Sudamérica, 1970-2000

$$\hat{TMI}_i = \beta_{0i} - 1.89PPSF_i - 1.62PURB_i$$

(2.83) (3.85)

$R^2 = 0.91$

Número de observaciones: 40

En las regresiones realizadas se aprecia una muy elevada bondad de ajuste y todas las variables explicativas ejercen un impacto estadísticamente significativo. Los signos de los coeficientes estimados son los esperados, ya que los coeficientes de la variable que se refiere a la urbanización en ambos casos resultan negativos, al igual que el coeficiente de la variable referida a los altos niveles educacionales. El coeficiente estimado de la variable población femenina no escolarizada resulta positivo, pues su comportamiento indica una relación directamente proporcional con el de la variable dependiente.

El mayor impacto de la variable PURB sobre la mortalidad infantil lo encontramos en la primera regresión, ya que el incremento de 1% de esta variable provocaría una reducción de 2.66% en la TMI, mientras que en la segunda regresión la reducción sólo sería de 1.66%.

En la regresión aplicada para Sudamérica observamos que el incremento de 1% de la población femenina con estudios posteriores a los secundarios lograría reducir la TMI en 1.89% y en la regresión aplicada para Centroamérica se aprecia que de lograrse una reducción de 1% en la población femenina no escolarizada, favoreceríamos la disminución de la tasa de mortalidad infantil en 1.58%.

CONCLUSIONES

1. La tasa de mortalidad infantil constituye uno de los principales indicadores considerados tanto en el análisis del estado de bienestar de la infancia como en el de la sociedad en general.

2. La evolución de este indicador tanto en Centroamérica como en Sudamérica en las tres décadas comprendidas entre 1970-2000 ha mostrado una tendencia a su disminución. La primera de estas áreas, con un nivel medio superior a 93.8 defunciones por mil nacidos vivos al inicio del período, lograba aproximarse con una cifra de 31.2 al nivel medio alcanzado por Sudamérica, de 28.7, en el 2000. Sin embargo la brecha que les separa a ambas de la media correspondientes a los países de Norteamérica, con una cifra de 12.7, continúa siendo elevada.
3. Los modelos econométricos que analizamos expresan el impacto sobre la TMI de las variables porcentaje de población femenina no escolarizada y porcentaje de población urbana para Centroamérica y de las variables porcentaje de población femenina con estudios superiores a los secundarios y porcentaje de población urbana para Sudamérica.
4. Los resultados obtenidos confirman el positivo efecto de la urbanización en la reducción de la TMI para ambos casos, siendo éste mayor allí donde el entorno social resulta más débil.
5. Se demuestra además el efecto positivo sobre esa reducción del porcentaje de población femenina con los más altos niveles de educación, y por el contrario, la expansión de la no escolarización incide en igual sentido en la tasa de mortalidad infantil.

BIBLIOGRAFÍA

- Alves, Denisard y Walter Belluzo, "Child Health and Infant Mortality in Brazil", *Research Network Working Paper R-493*, Latin American Research Network, Inter-American Development Bank.
- Aycaguer, Luis, Luis Carlos Silva y Esperanza Duran, "Mortalidad infantil y condiciones higiénico-sociales en las Américas. Un estudio de correlación", *Revista de Saúde Pública Sao Paulo*, vol. 24, núm.6, diciembre de 1990, pp. 473-480.
- Baltagi, Badi H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley College, 2001.
- Barro, Robert J. y Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, United States, McGraw-Hill, Inc., 1995.
- Barro, Robert J. y Jong-Wha Lee, "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications", *Oxford Economics Papers*, 3, 2001, pp. 541-563.
- , *Base de datos*, <<http://www2.cid.harvard.edu>>.
- Behrman, Jere R., *Women's Schooling and Nonmarket Productivity: A Survey and Reappraisal*, University of Pennsylvania, 1990.
- Behrman, Jere R. y Barbara L. Wolfe, "How does Mother's Schooling Affect Family, Health, Nutrition, Medical Care Usage and Household Sanitation?", *Journal of Development Economics*, 36, 1987, pp. 185-204.

- Caldwell, John C., "Education as a Factor in Mortality Decline. An Examination of Nigerian Data, *Population Studies*, vol. 33(3), 1979, pp. 395-413.
- CEPAL-BADEINSO, *Base de Estadísticas e Indicadores Sociales*, <www.cepal.org>.
- CELADE-CEPAL, *Boletín Demográfico* No. 63, <www.cepal.org>, 1999.
- , *Boletín Demográfico* No. 72, <www.cepal.org>, 2003.
- CEPAL, *Panorama Social de América Latina 2000-2001*, <www.cepal.org>.
- Centre for International Health Information (CIHI), <www.lanic.utexas.edu>, 1997.
- Desai, Sonalde y Soumya Alva, "Maternal Education and Child Health: Is There a Strong Causal Relationship?", *Demography*, vol.35(1), 1998, pp.71-81.
- Guisán, María del Carmen, Eva Aguayo y Pilar Expósito, "Economic Growth and Cycles: Cross-country Models of Education, Industry and Fertility and International Comparisons", *Applied Econometrics and International Development*, vol.1(1), 2001, pp.9-37.
- González, Guillermo, Ana María Gálvez y Melfa Jaramillo, "Factores socioeconómicos y mortalidad infantil en Ecuador, 1970-1981", *Revista de Saúde Pública Sao Paulo*, vol. 22(4), agosto de 1988, pp.273-280.
- Haines, Michael R. y Roger C.Avery, "Differential Infant and Child Mortality in Costa Rica: 1968-1973", *Population Studies*, 1982, vol. 36(1), marzo, pp.31-43.
- Hill, Kenneth y Anne R.Pebley, "Child Mortality in the Developing World", *Population and Development Review* 15, No. 4, 1989, pp.657-687.
- King, Elizabeth M. e Anne A. Hill, "Women's Education in Developing Countries: An Overview", in M. King and A. Hill (eds.), *Women's Education in Developing Countries: Barriers, Benefits and Policies*, Baltimore, MD, John's Hopkins University Press, 1993, pp. 1-50.
- Lamelas, Nélica y María Teresa Cancelo, "Análisis econométrico de la relación entre la educación y la mortalidad infantil en la comunidad andina", *Estudios Económicos de Desarrollo Internacional*, AEEADE, vol.3(1), 2003, pp.5-24.
- Lleras-Muney, Adriana, "The Relationship Between Education and Adult Mortality in the United States", *Working Paper* 8986, NBER, 2002, <www.nber.org>.
- McMahon, Walter W., *Education and Development*, Oxford, University Press, 1999.
- Pinto, Guido, "Child Mortality and Reproductive Patterns in Urban Bolivia", *Working Paper* 95-28, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison, 1995.
- Pinto da Cunha, José Marcos, "Urbanización, redistribución espacial de la población y transformaciones socioeconómicas en América Latina", *Serie Población y Desarrollo*, No. 30, Santiago de Chile, CELADE-FNUAP, CEPAL, 2002.

- Romero, Dalia E. y Celia Landmann, “Crisis económica y mortalidad infantil en Latinoamérica desde los años ochenta”, *Cuadernos de Saúde Pública*, Río de Janeiro, vol.16(3), julio-septiembre de 2000.
- Rutstein, Shea O., “Factors Associated with Trends in infant and Child Mortality in Developing Countries During the 1990s”, *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 78(10), 2000, pp.1256-1270.
- Schultz, T. Paul, “Returns to Women’s Education”, *PHRWD Background Paper 89/001*, The World Bank, 1989.
- Subbarao, Kalanidhi y Laura Raney, “Social Gains from Female Education. A Cross-National Study”, *World Bank Discussion Paper No. 194*, <www.worldbank.org>, 1993.
- UNICEF, *El Estado Mundial de la Infancia 2004*, <www.unicef.org>, 2003.
- , *Informe Anual de UNICEF 2003*, <www.unicef.org>, 2003a.
- , *El Estado Mundial de la Infancia 2003*, <www.unicef.org>, 2002.
- , *El Estado Mundial de la Infancia 2002*, <www.unicef.org>, 2001.
- , *El Estado Mundial de la Infancia 2001*, <www.unicef.org>, 2000.
- Vicherat, Daniela, “Población, urbanización y gasto social en América Latina, *Todo Cifras*, Magazine DHIAL, 27, <www.iigov.org>, 2002,
- Winkler, Donald R. y Andrea Guedes, “Enhancing Women’s Contribution to Economic Development in Latin America and the Caribbean. The World Bank’s Experience”, *Report No. 13583*, Washington D.C., World Bank Latin America and Caribbean Region Technical Department, 1994.
- Wolfe, Barbara L. y B Jere R.ehrman, “Determinants of Child Mortality, Health, and Nutrition, in a Developing Country”, *Journal of Development Economics*, 11, 1982, pp.163-193.
- Wolfe, Barbara L. y Robert Haveman, *Accounting for the Social and Nonmarket Benefits of Schooling*, Department of Health and Human Services, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison, 2000.

ANEXO I**REGRESIÓN 1*****Relación entre mortalidad infantil, población femenina no escolarizada y población urbana, Centroamérica***

Pooled 1s//Dependent Variable is TMI?
 Sample: 1970 1970 1980 1980 1990 1990 2000 2000
 Included observations: 4
 Total panel observations: 24

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
PNEF?	1.587320	0.461262	3.441253	0.0034
PURB?	-2.668299	0.792143	-3.368455	0.0039
CR-C	133.3824	40.58886	3.286182	0.0047
GU-C	84.88164	52.68198	1.611208	0.1267
HO-C	115.1927	46.10991	2.498220	0.0238
NI-C	149.2496	56.79533	2.627850	0.0183
PAN-C	151.5061	47.43649	3.193872	0.0056
SA-C	132.5641	52.33021	2.533224	0.0221
R-squared	0.929755	Mean dependent var		58.70833
Adjusted R-squared	0.899022	S.D. dependent var		31.61656
S.E. of regression	10.04679	Sum squared resid		1 615.008
F-statistic	30.25330	Prob(F-statistic)		0.000000

REGRESIÓN 2***Relación entre mortalidad infantil, población femenina con estudios superiores y población urbana, Sudamérica***

Pooled 1s//Dependent Variable is TMI?
 Sample: 1970 1970 1980 1980 1990 1990 2000 2000
 Included observations: 4
 Total panel observations: 40

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
PPSF?	-1.891319	0.667396	-2.833877	0.0084
PURB?	-1.621872	0.421209	-3.850515	0.0006
AR-C	190.1972	30.04536	6.330335	0.0000
BO-C	180.4345	18.38376	9.814885	0.0000
BR-C	185.3256	27.21856	6.808795	0.0000
CH-C	179.6374	30.09833	5.968349	0.0000
CO-C	165.0746	25.73121	6.415345	0.0000
EC-C	157.8933	17.98225	8.780508	0.0000
PA-C	132.2589	17.59569	7.516550	0.0000
PE-C	207.8480	22.43655	9.263811	0.0000
UR-C	191.4216	31.94648	5.991945	0.0000
VE-C	182.9885	29.94166	6.111501	0.0000
R-squared	0.911521	Mean dependent var		52.17500
Adjusted R-squared	0.876762	S.D. dependent var		28.35479
S.E. of regression	9.954030	Sum squared resid		2 774.316
Log likelihood	402.4098	F-statistic		26.22369
Prob(F-statistic)	0.000000			