

ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD INFANTIL PARA MÉXICO, LAS ENTIDADES FEDERATIVAS Y LOS MUNICIPIOS 2005

(Nota metodológica)

Secretaría General del Consejo Nacional de Población
Septiembre de 2007

Introducción

La tasa de mortalidad en el primer año de vida se ha considerado tradicionalmente un fiel indicador de las condiciones de bienestar de la población. Conforme menor es el riesgo de fallecer al inicio de la vida, mayor es el nivel de bienestar. Esta relación estrecha deriva del hecho que, durante las primeras edades, la salud del niño es muy vulnerable a la acción de factores patológicos de la madre y del medio ambiente que rodea al individuo, los cuales se palian o agudizan de acuerdo con el nivel social y cultural de la familia. Si los recursos materiales y sanitarios son suficientes, y el nivel educativo de los padres permite sacarles provecho adecuadamente, la fragilidad del recién nacido y, por ende, el riesgo de morir disminuyen frente a la situación de ausencia de tales recursos, o si bien son suficientes, el mal uso de ellos puede debilitar seriamente al infante hasta causarle la muerte (Barbieri, 1991; Hobcraft et al., 1982; Hobcraft, 1987; Mosley y Chen, 1984).

Los niveles de mortalidad infantil generalmente se identifican a través de la tasa de mortalidad infantil (TMI), es decir, la proporción de nacidos vivos que fallecen durante el primer año de vida o, si se quiere, antes de alcanzar el primer aniversario.¹ En las sociedades que cuentan con estadísticas vitales de buena calidad, el cálculo es directo, ya que consiste simplemente de dividir los decesos de menores de un año entre los nacimientos ocurridos durante un lapso de tiempo (por lo general, un año, un trienio o un lustro). No obstante, cuando las estadísticas vitales presentan deficiencias, es necesario recurrir a otros procedimientos, con el fin de obtener valores más confiables y preservar los diferenciales socioeconómicos esperados.

Si bien las estadísticas vitales de México han mejorado con el paso de los años, estimaciones alternativas muestran que los niveles de la TMI, para el conjunto del país, se encuentran aún subestimados, no sólo por una omisión en el registro de las muertes infantiles (menores de un año de edad) en el numerador de la TMI, sino también porque al usar el número de nacimientos registrados en un año calendario, y no el de realmente ocurridos, es posible que haya una sobrestimación del verdadero monto de nacimientos ocurridos ante la factible presencia de registro múltiple de nacidos vivos (CONAPO, 2005: 61-68), es decir, un abultamiento en el denominador de la TMI.

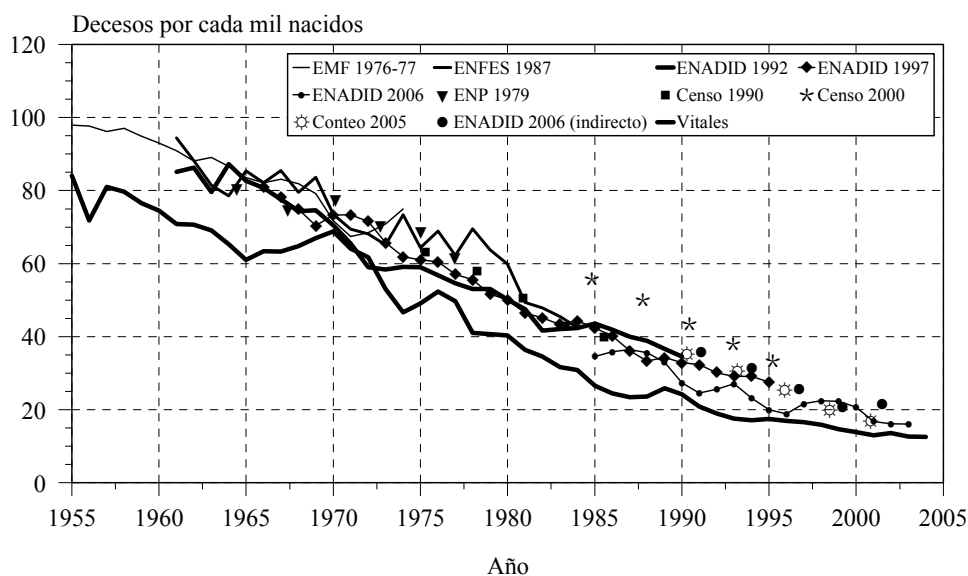
¹ Generalmente se expresa por cada mil o cada diez mil nacidos vivos.

La estimación de los niveles recientes de la TMI se hicieron en tres pasos atendiendo al nivel de delimitación geográfica: primero se hizo la estimación nacional, a partir de ella las estatales y de éstas las municipales.

Estimación nacional

En las estimaciones nacionales se utilizaron las historias de embarazos recabadas en encuestas demográficas por muestreo (Mexicana de Fecundidad de 1976-77; Nacional de Fecundidad y Salud de 1987 y Nacional de la Dinámica Demográfica, ENADID, de 1992, 1997 y 2006) y la aplicación de métodos indirectos (United Nations, 1983: 73-81) basados en las proporciones de hijos fallecidos captadas en los censos de población de 1990 y 2000, del conteo de población de 2005 y en la Encuesta Nacional de Prevalencia en el Uso de Métodos Anticonceptivos de 1979. Los resultados de estas estimaciones se muestran en la gráfica 1, donde se incluyen las TMI derivadas de las estadísticas vitales con una corrección de los nacimientos, con el fin de eliminar el posible sesgo por el registro tardío y múltiple de nacidos vivos.²

Gráfica 1. Tasa de mortalidad infantil según distintas fuentes de datos, 1955-2004



Fuente: Estimaciones del CONAPO con base en las encuestas EMF 1976-77, ENFES 1987 y ENADID 1992, 1997 y 2006, ENP 1979, XI y XII Censo General de Población y Vivienda 1990 y 2000 y II Censo de Población 2005

² Los nacimientos ocurridos se estimaron al sobreponer las tasas de fecundidad por edad deducidas de las historias de embarazos recabadas en las encuestas demográficas y la población femenina en edades fértiles (15 a 49 años) corregidas por mala declaración de la edad.

Al contrastar las distintas estimaciones de las TMI extraídas de las encuestas, de los censos de 1990 y 2000 y del conteo de 2005, en la gráfica 1 llama la atención la notable proximidad entre los valores deducidos de esas fuentes de datos, excepto de la historia de embarazos de la ENADID 2006; mientras que la aplicación de métodos indirectos a los datos censales de 2000 sobrestiman los niveles. La cercanía de los valores de las restantes fuentes de datos facilitó la construcción de una tendencia única. Dado que la estimación más reciente de la tasa de mortalidad infantil corresponde a 2001, los valores posteriores se obtuvieron al suponer que el porcentaje de omisión en las estadísticas vitales de 2001 prevalece en los cuatro años siguientes. Para 2005, la estimación de la TMI fue de 16.8 decesos de menores de un año por cada mil nacidos vivos, frente a 15.5 obtenida con las muertes de las estadísticas vitales y la estimación de nacimientos ocurridos, o sea, una subestimación de casi 8 por ciento.

Estimación estatal

En las entidades federativas los sesgos en los valores de la TMI son más marcados cuando se calculan con las estadísticas vitales, pues se agudizan los problemas de subregistro de defunciones infantiles y del registro tardío y múltiple de los nacimientos. Asimismo, se usó el método indirecto basado en la proporción de hijos fallecidos (PHF) derivada los censos de población de 1980, 1990 y 2000 y del conteo de 2005, ya que, por un lado, los niveles para el conjunto del país derivados de las historias de embarazos de la ENADID 2006 resultan bajos desde una perspectiva de largo plazo y, por el otro, que siendo la mortalidad infantil un evento estadísticamente escaso, los tamaños de muestra de la ENADID 2006 son insuficientes para obtener de ella las TMI estatales.

La estimación estatal se hizo en cinco pasos:

1. Se estimaron las TMI a partir de las proporciones de hijos fallecidos según el grupo de edad de la madre para las mujeres de las edades 25-29 y 30-34 de los censos de 1980, 1990 y 2000 y el conteo de 2005. La del grupo 30-34 se asignó al primer quinquenio de la década previa y la del grupo 25-29 al segundo. Para las dos observaciones correspondientes a 1995-2000 (25-29 del censo de 2000 y 30-34 del conteo de 2005) se tomó la media aritmética.
2. Para verificar la factibilidad de los diferencias entre las entidades federativas, se parte de la relación entre las condiciones de vida de la sociedad y el nivel de la mortalidad infantil. Para las estimaciones, como medida de las condiciones de vida se usó el índice de marginación por entidad federativa calculado por el CONAPO a partir de los censos de población de 1980, 1990 y 2000 y el conteo de población de 2005. Así, se espera una relación directa entre ese índice y la TMI, es decir, que a mayor marginación se tiene mayor mortalidad en el primer año de vida. De esa manera, se calculó una regresión lineal robusta con el índice de marginación. Se prefiere la variante robusta sobre la

ordinaria de mínimos cuadrados para captar mejor la relación lineal, dejando de lado las observaciones que se alejan de la tendencia lineal.

3. Con los resultados de las regresiones robustas se calcularon las regresiones lineales simples entre cada par de estimaciones quinquenales. Con base en la tendencia de las pendientes de las regresiones, se retuvieron las TMI del quinquenio 2000-2005.
4. Se construyó el intervalo de 5.0% alrededor de la estimación robusta del punto anterior y se conservaron las estimaciones indirectas originales que cayeron dentro del intervalo; las que quedaron fuera se reemplazaron por el límite más cercano.
5. Finalmente, se buscó un factor de proporcionalidad que satisficiera el valor nacional.

Denotemos por B_i los nacimientos ocurridos en la entidad federativa i , los cuales se obtuvieron al sobreponer las tasas de fecundidad derivadas de las historias de embarazos de la ENADID 2006 a la población femenina en edades fértiles, previamente corregida por mala declaración de la edad. Si DI_i son las defunciones infantiles y TMI_i la tasa de mortalidad infantil en la entidad federativa i , por definición:

$$TMI_i = \frac{DI_i}{B_i} \quad \text{o bien} \quad DI_i = TMI_i \times B_i$$

Sea B el total de nacimientos ocurridos, DI las defunciones infantiles y TMI la tasa de mortalidad infantil para el conjunto del país; entonces, dado que

$$DI = \sum_{i=1}^{32} DI_i$$

se tiene:

$$TMI = \frac{DI}{B} = \frac{\sum_{i=1}^{32} DI_i}{B} = \frac{\sum_{i=1}^{32} TMI_i \times B_i}{B} \quad (1)$$

Como las estimaciones del paso 4 no necesariamente satisfacen cabalmente esta igualdad, aceptando que esas estimaciones retienen las diferencias estatales en la TMI, el problema se

resuelve a introducir un factor de corrección k , igual para todas las entidades federativas porque se acepta que las diferencias estatales entre las estimaciones preliminares son correctas:

$$TMI_i = k \times TMI_i^*$$

donde TMI_i^* es la TMI inicial del paso 4. Reemplazando en (1):

$$TMI = \frac{\sum_{i=1}^{32} k \times TMI_i^* \times B_i}{B} = \frac{k \sum_{i=1}^{32} TMI_i^* \times B_i}{B}$$

y despejando:

$$k = \frac{TMI \times B}{\sum_{i=1}^{32} TMI_i^* \times B_i} \quad (2)$$

Estimación municipal

En el ámbito municipal, los problemas en los registros vitales se agravan, de tal suerte que es inevitable el uso de métodos indirectos. Las TMI municipales se obtuvieron siguiendo un procedimiento similar al estatal; sin embargo, para aplicar el algoritmo, se tiene que subsanar otro problema: debido al diseño de una encuesta de hogares de la ENADID 2006, la mayoría de los municipios —principalmente rurales— no se encuentran representados en la muestra, con lo cual, es necesario también estimar los nacimientos, ya que no se cuenta con niveles de fecundidad por municipio.

La estimación de los nacimientos se hizo en cinco pasos:

1. Se ordenaron los municipios de mayor a menor índice de marginación y se les asignó el lugar que ocupan según ese ordenamiento. Se ordenaron los municipios de menor a mayor promedio de hijos por mujer o *paridad media* de mujeres de 25 a 34 años de edad, y se les asignó el lugar que ocupan de acuerdo con esa ordenación.

2. Se seleccionaron aquellos municipios donde la diferencia entre ambos lugares fue menor o igual a 460.³
3. Con los municipios seleccionados se calculó una regresión lineal robusta.
4. Se construyó el intervalo de 12.5% alrededor de la paridad media ajustada por regresión robusta.⁴ Se retuvieron las 1558 paridades observadas que cayeron dentro del rango; las 896 que quedaron fuera se reemplazaron por el límite más cercano.
5. Denotemos por B_{ij} los nacimientos ocurridos en el municipio j de la entidad i . Si se acepta que las paridades medias del paso 4 retienen las diferencias municipales en la fecundidad, denotando por PAR_{ij} el promedio de hijos por mujer y por MEF_{ij} las mujeres en edad fértil (15-49 años) del municipio j de la entidad i , una aproximación a los nacimientos ocurridos es:

$$B_{ij}^* = PAR_{ij} \times MEF_{ij}$$

Como la suma de los nacimientos municipales debe satisfacer el total de la entidad federativa a la que pertenecen, introduciendo un factor de corrección propia de la entidad pero igual para sus municipios:

$$B_{ij} = \beta_i \times B_{ij}^* \quad (3)$$

se tiene:

$$B_i = \sum_{j=1}^n B_{ij} = \sum_{j=1}^n \beta_i \times B_{ij}^* = \beta_i \sum_{j=1}^n B_{ij}^*$$

donde n es el número de municipios de la entidad (por ejemplo, 5 en Baja California o 570 en Oaxaca). Al despejar en la ecuación anterior se tiene el valor de β_i y con él la estimación de los nacimientos ocurridos en cada municipio, utilizando (3).

³ En las estimaciones de la esperanza de vida a los 5 años de edad en las entidades federativas, después de repetidas pruebas se encontró que si la diferencia era de a lo más 6 lugares las estimaciones eran confiables. Tomando como base la proporción 6/32, al sobreponerla a 2454 municipios resulta 460.

⁴ La ampliación del intervalo se hizo porque ahora son 2454 observaciones (municipios al momento del conteo de 1995) en lugar de 32 y se buscaba que la mayor parte de las observaciones cayera dentro del intervalo.

Para la estimación de la TMI se siguieron pasos similares

1. Se ordenaron los municipios de mayor a menor índice de marginación y se les asignó el lugar que ocupan según ese ordenamiento. Se ordenaron los municipios de mayor a menor PHF y se les asignó el lugar que ocupan de acuerdo con esa ordenación.
2. Se seleccionaron aquellos municipios donde la diferencia entre ambos lugares fue menor o igual a 460.
3. Con los municipios seleccionados se calculó una regresión lineal robusta.
4. Se construyó el intervalo de 12.5% alrededor de la PHF ajustada por la regresión robusta. Se retuvieron las 665 PHF observadas que cayeron dentro del intervalo; las 1789 que quedaron fuera se reemplazaron por el límite más cercano.
5. Finalmente, si k_i es un factor, propio de cada entidad federativa pero igual para todos sus municipios, que convierte la PHF en TMI, es decir,

$$TMI_{ij} = k_i \times PHF_{ij}$$

su valor está dado por una ecuación análoga a (2):

$$k_i = \frac{TMI_i \times B_i}{\sum_{j=1}^{32} PHF_{ij} \times B_j} \quad (4)$$

donde se utilizan las TMI_i estatales estimadas previamente

Bibliografía

- Barbieri, Magali (1991), “Les déterminants de la mortalité des enfants dans le tiers-monde.” *Les Dossiers du Ceped* 18, París.
- CONAPO (2005), *La fecundidad en México. Niveles y tendencias recientes*. Consejo Nacional de Población, México, D. F., (Serie *Documentos Técnicos*).
- Hobcraft, John M (1987). *Does family planning save children's life?* Technical paper for International Conference on Better Health for Women and Children through Family Planning, Nairobi, 5 a 9 de octubre.
- Hobcraft, John N., John W. MacDonald y Shea O. Rutstein (1982), “Socioeconomic factors in infant and child mortality: A cross-national comparison.” Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, San Diego, May.
- Mosley, W. Henry y Lincoln C. Chen (1984), “An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries”. *Population and Development Review*. Suplemento: pp. 25-45.
- United Nations (1983), *Manual X. Indirect techniques for demographic estimation*. New York (ST/ESA/Ser.A/81)