

EVALUACIÓN DE LA INFORMACIÓN BÁSICA PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD INFANTIL POR ENTIDAD FEDERAL DESDE LOS AÑOS OCHENTA

Dalia E. Romero

ESCUELA NACIONAL DE SALUD PÚBLICA, RÍO DE JANEIRO

Célia Landman Szwarcwald

FUNDACIÓN OSWALDO CRUZ, RÍO DE JANEIRO

Resumen:

Este trabajo tiene como finalidad utilizar el censo venezolano de 1990, para evaluar la calidad de la estimación de la mortalidad infantil de las estadísticas vitales a nivel de entidad federal, a través de la comparación con la estimación indirecta obtenida con la aplicación de la técnica propuesta por Palloni & Heligman. Además, se busca obtener una estimación de la mortalidad infantil por entidad federal que mejor represente el indicador. El análisis de correlación con las variables socioeconómicas mostró que el Cociente de Mortalidad Infantil estimado con las estadísticas vitales de la OCEI por entidad federal es un indicador inválido, ya que no guarda ninguna semejanza con lo esperado. Se encontró, que las regiones del país con mayor precariedad de los Registros Vitales son precisamente aquellas que por su nivel de pobreza requerirían de mayor precisión en la definición de las características de grupos de riesgo como son los niños menores de un año.

Palabras claves: mortalidad infantil, evaluación de información, estadísticas vitales, medidas indirectas de la mortalidad.

INTRODUCCIÓN

Aunque sea plenamente conocido que el cociente de mortalidad infantil (CMI) es uno de los más importantes indicadores de población, y que se tenga cierto consenso en cuanto a su capacidad de sintetizar la situación de la salud y la condición social de una sociedad (Pollard et. al., 1974), en la mayoría de los países llamados subdesarrollados se está muy lejos de disponer de ese indicador con cierto grado de confiabilidad.

La medición directa de la Mortalidad Infantil, se realiza a través del cociente que relaciona el número de defunciones de menores de un año ocurridas en un año civil, con el número de nacimientos de ese año. Los datos son proporcionados por el Registro Civil.

Entonces, la validez del índice dependerá tanto de las coberturas de las defunciones como de los nacimientos. Mas, una mejor cobertura en los registros de nacimientos sin una mejora en el registro de defunciones implica un crecimiento de la subestimación del CMI y por lo tanto, aparecería la situación de ese fenómeno más favorable de lo que en realidad es (Aguirre & Camposortega, 1980). Lo contrario, mayor omisión de nacimientos que defunciones ocasionaría una sobrestimación del CMI, más esa situación es encontrada con poca frecuencia.

Existen métodos para evaluar la calidad del registro de los hechos vitales, entre los cuales están: la comparación de los niveles entre diversas poblaciones según grado de desarrollo, la estimación directa e indirecta a partir de otras fuentes y el empleo de las tablas-tipo de mortalidad (Wunsch, 1992, 19).

El mayor conocimiento de la mortalidad infantil que se ha adquirido en los países del "Tercer Mundo" desde los años cincuenta ha sido en gran parte por el desarrollo de técnicas indirectas (Brass, 1975). En las últimas tres décadas, esas técnicas han sido empleadas en la mayoría de los países con problemas en la calidad la información, gracias a su simplicidad y robustez. Gracias a ellas, en muchos países se han podido obtener estimaciones por desagregación geográfica y por características socioeconómicas (Brass, 1996).

Esas técnicas indirectas tienen como principio que, las tasas de subregistro de mortalidad son aproximadamente constantes por edad de la madre (Naciones Unidas, 1986). La aplicación de esas técnicas indirectas depende de la inclusión de dos o tres preguntas simples de fecundidad en los censos y encuestas: número total de hijos nacidos vivos y el número de hijos actualmente vivos (o sobrevivientes). Con la proporción de madres por grupos quinquenales de edad, se estima el promedio de niños que han muerto como una medida de mortalidad desde el nacimiento hasta cierta edad. La razón por la cual se califican esos métodos como indirectos es el hecho de utilizar esa información no relacionada directamente con la mortalidad infantil y de recurrir a modelos de fecundidad y mortalidad en sus estimaciones.

El procedimiento original de Brass (1975) ha tenido varias modificaciones, las cuales no conciernen a los presupuestos ni a la metodología sino a los modelos de mortalidad y fecundidad usados para calcular los factores que transforman la proporción de hijos fallecidos en probabilidades de muerte. Algunos de ellos son los de Sullivan (1972), Coale & Trusell (1974), Trusell (1975), Feeney (1980) y el de Palloni & Heligman (1985). Varios de esos demógrafos, y de forma más notable Feeney, como lo afirma el propio Brass (1996), resolvieron el problema de relacionar la proporción de hijos muertos

clasificados por edad de la madre para una tendencia en el tiempo, asignando fechas a las estimaciones de mortalidad infantil.

Gran parte de los países latinoamericanos han hecho uso de los métodos indirectos para estimativas fidedignas de la mortalidad infantil, debido a las deficiencias de los datos de su Registro Civil. En el caso particular de Venezuela, objeto específico de este trabajo, la calidad de las estadísticas vitales (EV) no ha permitido estimaciones confiables del CMI por unidad geográfica y menos aún, por características de la población.

Un ejemplo de lo anterior lo constituye las dificultades enfrentadas en la elaboración de metas y estrategias del Plan Nacional de Acción, resultado del compromiso ante la Cumbre Mundial de la Infancia (Comisión Presidencial por los Derechos del Niño, 1991). Se pretendía estimar la reducción deseada del CMI que cada entidad federal debería lograr para el año 2000, más fue apenas posible colocar metas en términos vagos y sin sustentación empírica.

Debido a la obligatoriedad, gratuidad y necesidad de la Partida de Nacimiento, se ha considerado que la calidad del registro de nacimientos en Venezuela es de buena calidad. Para el total nacional esa omisión fue de 3% en 1980 y de 2% en 1990 (Arrias, 1991, 37).

Los estudios que muestran la tendencia de la cobertura del Registro de Defunción en Venezuela, en su mayoría se refieren a años anteriores a 1980 y sus resultados no llegan a desagregar por entidad federal ni por grupo de edad (por lo tanto, no llegan a evaluar la calidad del registro de muertes menores de un año). Entre ellos se encuentra el de Paez Cellis, J. (1976); Chen, Chi-yi & Picouet (1979); Bidegain (1982); Bidegain, González & Papail (1983); Bidegain & López (1985).

Esos trabajos evidenciaron una buena cobertura del registro de óbitos. Sin embargo, ninguno de ellos consideró subgrupos poblacionales (por edad de la madre) o desagregación geográfica (como entidad federal) para la estimación del grado de omisión de defunciones.

Entretanto, al afirmar predicciones sobre la calidad del Registro de Defunciones, deberían ser tomadas serias precauciones. En primer lugar, porque cuando se desagrega la información por grupo de edad, especialmente para menores de un año (los cuales representan un escaso porcentaje del total nacional), se encuentran grandes diferencias en la omisión en la declaración de la defunción. Eso debido, entre otras cosas, a las dificultades económicas (sin ningún tipo de retribución) que representa para una familia pobre el declarar en el Registro Civil un hijo fallecido. En segundo lugar, porque no se debe suponer

que lo estimado a nivel nacional se repita en las entidades federales. El promedio nacional representa aquellas entidades de mayor tamaño, las cuales, a su vez, son las de mejor calidad de la información (en parte por el mejor acceso a las jefaturas civiles).

En ese sentido, es importante que se realicen estimaciones corregidas y actualizadas del CMI por entidad federal en Venezuela, debido a las evidencias en cuanto a la subestimación por parte de las estadísticas vitales, especialmente en las regiones más empobrecidas y que a su vez, han sufrido más deterioro por la crisis económica que se desató desde principio de los años ochenta.

El objetivo principal de este trabajo, es utilizar el Censo venezolano de 1990 para evaluar la calidad de la estimación de la mortalidad infantil de las estadísticas vitales a nivel de entidad federal, a través de la comparación con la estimación indirecta obtenida con la aplicación de la técnica propuesta por Palloni & Heligman (1985).

El conocer indicadores relacionados con la calidad de vida y el desarrollo, puede dar idea de antemano de valores esperados en relación a la mortalidad infantil, ya que es poco probable que entidades geográficas con bajo desarrollo puedan tener bajos niveles de mortalidad infantil.

Por lo anterior, al final de este trabajo se realiza un análisis de correlación de algunas características socio-económicas con el CMI obtenido de las EV y la estimación indirecta de la mortalidad infantil, con la finalidad de sustentar la necesidad de mejoras del sistema de estadísticas vitales en Venezuela.

MATERIAL Y MÉTODO

Para los años de 1980 a 1990, los coeficientes de mortalidad infantil fueron calculados según entidad federal de residencia de la madre, utilizándose como fuente de información para los nacimientos y defunciones las Estadísticas del Registro Civil de la Oficina Central de Estadística e Informática (OCEI) de Venezuela.

La estimación indirecta de la mortalidad infantil, se obtiene a partir de la información del XII Censo General de Población y Vivienda realizado en Venezuela en 1990 (Censo`90). El mismo es compuesto por dos cuestionarios: uno llamado Básico, aplicado a toda la población; otro denominado Ampliado, aplicado al 20% de la población. El último, contiene las dos preguntas utilizadas en este trabajo para la estimación indirecta de la mortalidad infantil: ¿Cuántos

hijos nacidos vivos ha tenido en total? y ¿Del total de hijos nacidos vivos, cuántos están vivos actualmente?.

A continuación, esta sección se presenta de acuerdo con los tres principales componentes del análisis realizado: Evaluación de la calidad de los datos censales; la estimación indirecta de la Mortalidad Infantil; y la metodología para el análisis de correlación con indicadores socioeconómicos.

1. Evaluación de la calidad de la información del Censo '90

Es importante, que previo a la obtención de información de una fuente de información, se proceda a evaluar la calidad de los datos, especialmente cuando se trata de utilizar como referencia para conocer el grado de cobertura de otra fuente. Por ello, en primer lugar, se evalúa la calidad de la información del Censo '90 relacionada con la estimación indirecta de la mortalidad infantil: cobertura, declaración de la edad y calidad de las preguntas sobre fecundidad.

Se observa la calidad de la declaración de la edad de las mujeres en el Censo '90, por ser ese indicador uno de los datos principales en los que se basan los presupuestos básicos de dichos métodos. En ese sentido, se seleccionó el índice de Myers (1940) por permitir determinar la atracción o repulsión que tienen las personas de declarar la edad con dígitos específicos (generalmente redondeando con 0 ó 5). Hay que considerar que, los índices (como el de Whipple y Naciones Unidas) no determinan con exactitud la declaración de la edad propiamente dicha (Naciones Unidas, 1986). El índice de Myers oscila entre 0 con información correcta y 180 con concentración absoluta en un dígito. Para la clasificación de la calidad de la información, generalmente, se subdivide en: un nivel de atracción baja entre 0 y 5; Intermedio de 5,1 a 15; Alto (15,1 a 30) y Muy Alto (30,1 y más).

La calidad de las preguntas de Fecundidad en el Censo '90, se realiza a partir de la estimación del patrón de respuesta a las preguntas sobre número de hijos nacidos vivos entre las mujeres en edad fértil (15 a 49 años), según los grupos quinquenales de edad.

2. Estimación indirecta de la mortalidad infantil.

Antes de realizar la estimación indirecta de la mortalidad infantil, probabilidad de morir antes de un año expresado por mil nacidos vivos (q_1), se debe decidir cual es la población femenina a considerar en el denominador del cociente proporción de hijos nacidos vivos e hijos Sobrevivientes por mujer.

Acontece con frecuencia, que por instrucciones poco claras y/o errores del empadronador, se registran como “no declarados” las respuestas de mujeres sin hijos, sobre todo en el caso de las mujeres más jóvenes (Naciones Unidas, 1986, 29). Por lo tanto, la estimación de la mortalidad infantil podría verse subestimada, si se incluyen las mujeres sin información en dicha preguntas y sobrestimada si las mismas no son consideradas.

En un trabajo realizado con la finalidad de evaluar la calidad de las estimaciones de fecundidad a partir del Censo'90 (Di Brienza, 1997,19), se comparan las Tasas Específicas y la Tasa Global de Fecundidad obtenidas directamente de las estadísticas vitales con las estimadas a partir del Censo'90 entre el total de mujeres censadas y aquellas que declararon la información sobre Fecundidad Reciente. Encontró en primer lugar, que con excepción de tres entidades (Aragua, Miranda y Yaracuy) el Censo'90 subestima la fecundidad. Además, la autora observó que cuando se excluyen a las mujeres que no declararon la información se obtienen tasas de fecundidad más parecidas a las resultantes de las estadísticas vitales.

A partir de los resultados de Di Brienza (1977), en este trabajo se decide estimar de forma indirecta la mortalidad infantil, seleccionando el grupo de mujeres que respondieron las preguntas en la sección de Fecundidad en el Censo'90 y excluyendo, por tanto, a las que omitieron la información.

Para la aplicación del método indirecto para estimar la mortalidad infantil, se seleccionó la modificación propuesta por Palloni & Heligman (1985) del método de Brass (1977). Basados en la misma información del modelo de Brass (hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, clasificados por edad de la madre o duración del matrimonio), Palloni & Heligman desarrollan una serie de coeficientes de correlación, los cuales transforman la proporción de hijos fallecidos entre todos los nacidos vivos declarados por mujeres en los grupos de edad entre 15-19, 20-24, etc., en estimaciones de la probabilidad de morir antes de alcanzar ciertas edades exactas (Naciones Unidas, 1986, 78). Esa modificación tiene como ventaja sobre las otras modificaciones del método de Brass, el usar patrones de fecundidad del modelo propuesto por Coale y Trusell (1974), los cuales se caracterizan por ajustarse a una amplia gama de experiencias observadas de fecundidad. Además, usan patrones de mortalidad del modelo de tablas de vida de las Naciones Unidas (1982), las cuales están basadas en los datos de países en desarrollo y, consideran específicamente el caso de los países latinoamericanos.

Es recomendable decidir cuál es la tabla de vida modelo que más se ajusta al caso de estudio, antes de aplicar el método de Palloni-Heligman. Al respecto, en este trabajo se aplica el modelo de las Naciones Unidas (United Nations,

1982), el cual permite estudiar las variaciones entre la estructura de la mortalidad de las entidades seleccionadas y la de los patrones de referencia. Para la selección del Patrón de las Naciones Unidas que más se ajusta al caso venezolano, se testaron el latinoamericano, el chileno y el general, debido a que los dos primeros representan experiencias más semejantes y el último por ser un promedio de todas las tablas consideradas por las Naciones Unidas. El análisis es hecho por medio de una regresión, donde se consideran como variables independientes los dos primeros componentes principales estimados por las Naciones Unidas. El primer componente caracteriza el nivel de la mortalidad y el segundo, representa la relación entre la mortalidad infantil y la adulta.

Para la aplicación del modelo de las Naciones Unidas se seleccionaron el Distrito Federal y el Zulia por ser las entidades de mayor concentración de población (11% y 12% respectivamente, según el Censo '90) y ser también los mejores indicadores de infraestructura hospitalaria por habitante (por lo que se podría esperar mejores registros de los hechos vitales). También se aplicó el método a nivel nacional (a pesar de reconocer que es un promedio afectado por los niveles de subregistro de aquellas entidades de inferior calidad de sus estadísticas vitales), debido a la importancia del comportamiento general de la estructura de la mortalidad en la aplicación del modelo de las Naciones Unidas.

En tercer lugar, una vez seleccionado el patrón de las Naciones Unidas que más se ajusta al caso venezolano, el paso subsecuente fue la estimación indirecta de la mortalidad infantil por entidad federal a partir de las ecuaciones de Brass y la modificación propuesta por Palloni & Heligman (1985). Para ello se utilizó el componente CEBCS del software MORTPAK (United Nations, 1988).

En cuarto lugar, con la finalidad de visualizar las diferencias entre el CMI obtenido de las estadísticas vitales y el q_1 estimado por el método de Palloni & Heligman, se calcula el grado de cobertura del CMI a partir del cociente que relaciona esos dos indicadores. Se seleccionan las estimaciones indirectas obtenidas de mujeres entre 20 y 39 años que declararon la información sobre número de hijos nacidos vivos por dos razones: la primera, porque de esa manera se evita que el subregistro elevado de las más jóvenes afecte los supuestos básicos del método indirecto utilizado; la segunda razón se debe a que entre las mujeres más adultas existe una tendencia a no declarar a los hijos que ya no residen con ella, ni a los fallecidos (Naciones Unidas, 1986).

3. Análisis de correlación con indicadores socioeconómicos

En una etapa final, se realiza un análisis estadístico de correlación entre el q_1 estimado por el método indirecto correspondiente al año 1988, el CMI

obtenido de las estadísticas vitales para el mismo año y los indicadores mencionados a continuación:

- Analfabetismo femenino: Se refiere al porcentaje de mujeres mayores de 15 años analfabetas para el año 1990, obtenido en el Censo '90. El analfabetismo no sólo representa desigualdad socioeconómica, sino que además, es ampliamente conocido que la escolaridad de la madre ejerce una serie de efectos en la mortalidad infantil.
- Nacimientos sin atención médica: Es el porcentaje de nacimientos de madres que no fueron atendidas por personal médico al momento del parto, en relación al total de nacimientos registrados en 1990. Se obtiene la información de las estadísticas vitales de la OCEI (1990).

Se comparan también, los coeficientes de correlación obtenidos de la relación entre el CMI obtenido de las estadísticas vitales y la estimación indirecta de la mortalidad infantil, para dimensionar la importancia del uso de estimaciones alternativas a las arrojadas por las estadísticas vitales.

RESULTADOS

1. Evaluación de la calidad de la información del Censo '90.

El estudio evaluativo del Censo '90 preparado por la Oficina Central de Estadística e Informática (OCEI, 1992), muestra el porcentaje de omisión por entidad federal para el total de la población, sin desagregar por sexo y edad. Tanto a nivel nacional (en el orden de 6,7%, 1.300.164 personas) como a nivel de entidad federal (oscila entre 7,9% en Portuguesa y 5,1% en Trujillo), el índice de omisión de la población estaría en un nivel aceptable para realizar las estimaciones indirectas. Esos niveles de omisión son muy similares a los del Censo de 1981 (OCEI, 1983). En ese año, el nivel de omisión a nivel nacional fue de 7,1%, lo cual indica que poco o nada se avanzó al respecto.

Usando el índice de Myers para evaluar la declaración de la edad por entidad federal, se observa que entre las mujeres censadas en 1990 existe un bajo nivel de atracción por dígitos específicos en todas las entidades (1,6 en Aragua a 4,4 en Apure), exceptuando a Amazonas y Delta Amacuro, las cuales se ubican en un nivel de atracción intermedio (6,6 y 8,7 respectivamente). El resultado de esos índices muestran que la calidad de la declaración de la edad por las mujeres en el Censo '90 es aceptable para todas las Entidades Federales (Di Brienza, 1997).

Al verificar la consistencia interna para el total nacional de la pregunta sobre fecundidad acumulada en el Censo '90, calculando el porcentaje de mujeres de 12 a 49 años de edad sin declaración en la pregunta sobre total de hijos nacidos vivos, se encuentra que fue de 11.8 el nivel de omisión. Dicha omisión fue diferente por entidad federal. La mayoría están entre un 11 y 14% y sólo en tres entidades (Cojedes, Lara y Aragua) la no respuesta en la pregunta sobre fecundidad acumulada fue alrededor de 9% (tabla 1).

Tabla 1: Porcentaje (%) de mujeres sin declaración a la pregunta sobre total de hijos nacidos vivos según grupo de edades y entidad federal. Venezuela. Censo '90.

Región	E. Federal	Total	12-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
Venezuela		12	29	21	12	7	5	4	4	4
Centro-	Distrito Federal	12	31	22	14	9	6	5	4	4
Norte-	Miranda	11	30	22	13	7	5	4	4	3
Costera	Carabobo	13	32	23	13	8	5	4	4	4
	Aragua	10	25	19	11	6	3	3	3	2
Llanos	Cojedes	10	23	18	8	5	3	3	3	4
Centrales	Guárico	13	30	22	11	7	5	4	3	4
	Apure	12	29	20	8	5	4	4	4	4
Centro-	Falcón	12	28	21	13	8	5	4	3	3
Occidente	Lara	9	23	16	9	6	4	3	3	3
	Portuguesa	12	28	19	10	5	4	4	4	5
	Yaracuy	12	30	20	12	5	4	3	4	4
Zulia	Zulia	12	30	22	13	8	5	4	4	4
Los	Táchira	12	29	21	11	7	5	3	4	4
Andes	Mérida	12	29	20	11	7	5	3	4	4
	Trujillo	11	24	19	10	7	5	3	4	4
	Barinas	11	28	19	9	5	4	3	3	3
Nor-	Anzoátegui	14	33	24	14	8	5	4	4	4
Oriental	Sucre	12	27	21	11	6	4	4	3	3
	Monagas	15	33	26	14	8	5	5	5	5
	Delta Amacuro	13	29	19	13	6	6	6	6	9
Guayana	Bolívar	13	32	22	12	7	5	3	4	4
	Amazonas	18	39	30	15	8	7	7	9	6
Insular	Nueva Esparta	11	26	21	10	6	5	3	3	3
Valor mínimo		9	23	16	8	5	3	3	3	2
Valor máximo		18	39	30	15	9	7	7	9	9
Desvío medio		1,2	2,7	2,0	1,6	1,0	0,7	0,7	0,7	0,8

Fuente: datos originales de la Oficina Central de Estadística e Informática (OCEI) 1994.
El Censo. Tomo para cada entidad federal.

Al estimar ese porcentual para cada grupo de edad quinquenal entre las mujeres en edad fértil (tabla 1), se verifica que ese tipo de error de la información disminuye a medida que aumenta la edad, siendo que en algunos casos aumenta ligeramente para el grupo extremo de 45 a 49 años. Entre las más jóvenes (de 12 a 14 años), el porcentual de omisión varía entre 22,6 y 39,4 y, entre las adolescentes (entre 15 y 19 años) continúa siendo alto ese nivel de omisión. Ya entre las de 20 y 24 años se observa una gran mejoría de las respuestas gracias, por lo menos en parte, a que en esa fase etárea muchas mujeres están unidas.

Si se excluye a las mujeres entre 12 y 14 años, la no respuesta pasa a ser a nivel nacional de 9,5%. Si además, se excluye al grupo de mujeres de 15 a 19 años, ese porcentaje de omisión a las preguntas sobre fecundidad baja a un 6,6%. De esa manera, la no respuesta es menor de 7% para la mayoría de las entidades federales.

2. Estimación indirecta de la mortalidad infantil

2.1 Patrón de las Naciones Unidas seleccionado

A partir de la aplicación del método de componentes principales de las Naciones Unidas, se puede concluir que el patrón chileno del modelo de tablas propuesto por las Naciones Unidas es el que más se ajusta a la estructura de la mortalidad en Venezuela, tanto para el sexo femenino como para el masculino.

Esa conclusión puede ser corroborada con los resultados de los cálculos estadísticos de la suma de los cuadrados de los errores (SQE) y los coeficientes de regresión (R^2) (Tabla 2). Para todas las entidades y para el total del país, el R^2 fue muy cercano a la unidad. Los otros patrones también presentan buenos ajustes pero con menor intensidad que el chileno.

Tabla 2: Suma de los cuadrados de los errores y coeficientes de regresión (R^2), resultantes del ajuste de las tablas de vida de las Naciones Unidas en el Distrito Federal, Zulia y Venezuela, según patrón utilizado y sexo, 1990.

Entidad Federal	Patrón de las Naciones Unidas	Masculino		Femenino	
		SQE	R^2	SQE	R^2
Distrito Federal	Latinoamericano	0,368	0,944	0,587	0,939
	Chileno	0,248	0,965	0,117	0,985
	General	0,358	0,945	0,188	0,973
Zulia	Latinoamericano	0,101	0,985	0,408	0,97
	Chileno	0,108	0,993	0,039	0,997
	General	0,117	0,987	0,073	0,991
Venezuela	Latinoamericano	0,425	0,938	0,433	0,95
	Chileno	0,32	0,971	0,17	0,989
	General	0,496	0,94	0,226	0,977

Al comparar por sexo se tiene que, en primer lugar, el ajuste se presenta mejor para el sexo femenino (valores muy cercanos a cero) que para el masculino, en cualquiera de los modelos de las Naciones Unidas aplicado. Mas, cuando se compara ese ajuste por sexo y grupo de edad, se observa que los "picos" de los residuales son más regulares entre los del sexo masculino. En otras palabras, para el caso masculino, principalmente para el Distrito Federal, las diferencias con respecto al patrón de referencia (especialmente el chileno), adquieren los mayores niveles entre las edades de 15 a 25 años y luego se reducen a casi cero, es decir, los valores observados pasan a ser muy semejantes a los esperados.

2.2.Comparación del CMI obtenido de las estadísticas vitales con la estimación obtenida por el método indirecto

En la tabla 3 se observan las irregularidades en la tendencia de los valores del CMI estimados por las estadísticas vitales, además de niveles de mortalidad infantil inferiores en las entidades más pobres en relación a las entidades más favorecidas. Se destaca que a partir de 1987 esos cocientes muestran grandes disminuciones en casi todas las entidades federales. Por otra parte, es precisamente en aquellas entidades con peores índices de recursos públicos de salud y administrativas, como Sucre y Delta Amacuro, que los declives son de 50%, aproximadamente.

Como se mencionó en el comienzo de este trabajo, esos resultados son la primera evidencia de los serios problemas de calidad de información de las estadísticas vitales en Venezuela, por lo menos en lo que se refiere a mortalidad infantil. Es dudoso, por ejemplo, CMI entre 3 y 7 fallecidos por mil nacidos vivos en Monagas y Anzoátegui; entidades con altos y crecientes niveles de pobreza, mayor analfabetismo, menor esperanza de vida e ingreso per cápita que el promedio nacional (OCEI-PNUD-FNUAP, 1997).

Tabla 3: Cocientes de mortalidad infantil estimados a partir del registro de nacimiento y el registro de defunción de las estadísticas vitales de la OCEI, por región y entidad federal. 1980-1994.

Región	E. Federal	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Venezuela		32	35	29	27	27	26	25	24	22	23	25
Centro-	Dtto. Federal	27	19	21		20	21	20	23	25	26	26
Norte-	Miranda	23	47	30		21	20	18	15	11	10	14
Costera	Carabobo	35	38	29	31	31	24	24	24	21	25	26
	Aragua	35	34	29	26	30	29	24	27	26	30	30
Llanos	Cojedes	35	33	32	29	22	19	22	20	20	21	20
Centrales	Guárico	35	38	27	29	30	28	26	27	23	22	27
	Apure	20	22	23	17	22	23	20	16	15	15	17
Centro-	Falcón	26	35	22	19	29	27	21	17	15	16	19
Occidente	Lara	36	43	32	32	30	29	30	27	24	29	29
	Portuguesa	50	56	41	39	37	34	34	32	26	24	28
	Yaracuy	35	47	30	26	27	27	21	22	23	18	22
Zulia	Zulia	33	36	31	32	30	29	28	29	26	31	31
Los	Táchira	33	38	32	28	26	27	24	25	22	22	26
Andes	Mérida	39	41	40	36	35	35	30	29	25	30	35
	Trujillo	44	48	49	43	40	39	40	38	29	31	38
	Barinas	40	50	34	36	38	37	27	22	18	19	28
Nor-	Anzoátegui	30	32	29	21	23	20	16	14	8	10	10
Oriental	Sucre	25	30	28	24	24	24	23	17	17	16	15
	Monagas	15	34	11	10	13	12	10	7	7	5	5
	Delta Amacuro	48	44	53	49	29	26	30	22	25	21	21
Guayana	Bolívar	31	30	29	30	25	26	29	29	28	28	30
	Amazonas	47	71	43	36	52	36	47	57	33	41	44
Insular	Nueva Esparta	19	26	22	8	15	23	22	18	20	25	25
Valor mínimo		15	19	11	8	13	12	10	7	7	5	5
Valor máximo		50	71	53	49	52	39	47	57	33	41	44
Desvío medio		7	9	6	8	6	5	6	7	5	6	7

Fuente: datos originales de las defunciones y nacimientos de las estadísticas vitales de la OCEI. Varios años.

Grandes oscilaciones son encontradas de un año a otro en la tendencia del CMI por entidad federal. Estas no pueden ser atribuidas a hechos fortuitos como masacres humanas y menos aún, a eficientes programas puntuales de salud, sino por el contrario, a la pobre calidad de la información de las estadísticas vitales en esas regiones.

Si bien es cierto que en un aparte de este trabajo se llegó a la concluir que, el patrón chileno era el que más se ajustaba a la mortalidad venezolana y que por lo tanto se usaría para la estimación indirecta de la mortalidad infantil, fue necesario que en algunas entidades se trabajase con otro patrón debido a restricciones señaladas por el propio modelo. Se optó por seleccionar en esos casos el patrón general, no sólo por ser un promedio de todas las tablas consideradas por el modelo de las Naciones Unidas, sino además, porque se mostró que también representaba un buen ajuste.

En la tabla 4 se presentan los resultados de la estimación indirecta del coeficiente de mortalidad infantil, obtenido a través de la aplicación de las ecuaciones de Palloni & Heligman y del modelo seleccionado de las Naciones Unidas. En primer lugar, se observa que la estructura geográfica de la mortalidad infantil es diferente del arrojado por las estadísticas vitales de la OCEI y, en la mayoría de los casos, el nivel es muy próximo al esperado de acuerdo con las condiciones socio-económicas de las Entidades Federales. Se verifica que partir de las estimaciones indirectas (tabla 4), el comportamiento de la mortalidad infantil en las entidades de la región nor-oriental (Anzoátegui, Sucre, Monagas y Delta Amacuro), es opuesto al estimado por las estadísticas vitales, es decir, dicha región aparece con los mayores niveles de mortalidad infantil. Situación similar la tienen Apure y Barinas.

Tabla 4: Estimación indirecta del coeficiente de mortalidad infantil obtenido a través de la aplicación de las ecuaciones de Palloni & Helligman y del modelo seleccionado del patrón de las Naciones Unidas por año y grupo de edad de la madre al que corresponde la estimación, según entidad federal de las estadísticas vitales de la OCEI. Venezuela.

Región	Entidad federal	45-49	40-45	35-40	30-35	25-30	20-25
		1974-1976	1978-1980	1981-1982	1983-1984	1985-1986	1987-1988
	Venezuela	38	45	40	35	34	38
Centro-	Dtto. Federal *	34	30	28	27	25	24
Norte-	Miranda *	35	33	29	27	28	32
Costera	Carabobo	46	38	41	36	37	36
	Aragua *	36	33	27	26	24	26
Llanos	Cojedes	50	56	48	39	34	34
Centrales	Guárico	56	53	37	39	35	39
	Apure	73	72	63	48	42	61
Centro-	Falcón *	39	35	34	26	28	35
Occidente	Lara	47	44	41	35	32	32
	Portuguesa	66	58	48	45	42	47
	Yaracuy	66	54	47	39	33	41
Zulia	Zulia	48	43	38	33	35	36
Los Andes	Táchira	67	57	44	36	32	34
	Mérida	66	52	43	41	34	36
	Trujillo	64	55	45	43	37	39
	Barinas	74	70	59	52	49	39
Nor-Oriental	Anzoátegui	52	45	43	34	38	37
	Sucre	61	58	46	43	40	41
	Monagas	47	46	46	34	38	38
	Delta Amacuro	109	89	90	101	90	111
Guayana	Bolívar	43	44	42	36	32	35
	Amazonas	94	62	56	58	71	36
Insular	Nueva Esparta *	37	32	31	26	24	29
	Valor mínimo	34,0	30,0	27,0	26,0	24,0	24,0
	Valor máximo	109,0	89,0	90,0	101,0	90,0	111,0
	Desvío medio	14,8	11,4	8,9	9,5	9,1	8,8

*Patrón general de las Naciones Unidas

Sin pretender analizar en este artículo las dimensiones de la problemática de la calidad de vida de los niños venezolanos, puede afirmarse que la mortalidad infantil evidencia intensa disparidad espacial entre regiones. Tomando como referencia el año 1988 (estimación de mujeres entre 20 a 25 años), se puede identificar un primer grupo con la menor mortalidad infantil (entre 24 y 29 muertes de menores de un año por 1000 nacidos vivos), en que se encuentran dos entidades de la Región Centro Norte Costera (Distrito Federal y Aragua) y Nueva Esparta. Un segundo grupo con nivel intermedio de mortalidad infantil (de 30 a 35 muertes por mil nacidos vivos) representado por Miranda, Cojedes, Falcón, Lara, Táchira y Bolívar. Un tercer grupo con un nivel de 36 a 40 muertes de menores de un año por mil nacidos vivos, representado por: Carabobo, Guárico, Zulia, la mayoría de los estados andinos, Anzoátegui y Monagas. Se

identifica un cuarto grupo con el mayor nivel de mortalidad infantil en Venezuela, compuesto por: Apure, Portuguesa, Yaracuy, Sucre y Delta Amacuro, con CMI entre 41 y 110 muertes de menores de un año por mil nacidos vivos. Aunque la estimación de Amazonas fluctúe de período a período (probablemente debido a la calidad de la información de las preguntas de fecundidad en el Censo '90) se puede identificar como de alta mortalidad infantil.

A partir de los resultados de la estimación del grado de cobertura de las defunciones registradas por las estadísticas vitales de la OCEI (tabla 5), se puede observar que en la mayoría de las entidades la cobertura del registro decae en el segundo quinquenio de la década de los ochenta. Por otra parte, las fluctuaciones en la tendencia del índice de cobertura es otra de las características de las Estadísticas Vitales, especialmente en el Amazonas, Zulia, Miranda, Falcón y Yaracuy.

Tabla 5: Cobertura del registro de defunciones de las estadísticas vitales de la OCEI, estimadas a partir de la comparación con la mortalidad infantil estimada indirectamente por período correspondiente al grupo de edad de la madre, según región y entidad federal.

Región	Entidad Federal	(35-40)	(30-35)	(25-30)	(20-25)
		1981-1982	1983-1984	1985-1986	1987-1988
Venezuela					
Centro-	Dtto. Federal	0,79	0,78	0,76	0,61
Norte-	Miranda	0,79	0,75	0,81	0,93
Costera	Carabobo	1,14	0,93	0,69	0,45
	Aragua	0,83	0,84	0,71	0,65
Llanos	Cojedes	1,21	1,09	1,16	0,99
Centrales	Guárico	0,69	0,70	0,62	0,61
	Apure	0,90	0,74	0,80	0,65
Centro-Occidente	Falcón	0,35	0,43	0,52	0,28
	Lara	0,81	0,89	0,92	0,50
	Portuguesa	0,90	0,89	0,93	0,85
	Yaracuy	1,02	0,87	0,83	0,66
Zuliana	Zulia	0,79	0,71	0,76	0,54
Los Andes	Táchira	0,88	0,95	0,84	0,77
	Mérida	0,78	0,80	0,80	0,69
	Trujillo	0,93	0,90	0,99	0,78
	Barinas	1,05	1,03	1,07	0,91
Nor-Oriental	Anzoátegui	0,70	0,69	0,69	0,57
	Sucre	0,71	0,72	0,51	0,33
	Monagas	0,60	0,59	0,59	0,46
	Delta Amacuro	0,43	0,33	0,30	0,21
Guayana	Bolívar	0,54	0,42	0,32	0,23
	Amazonas	0,71	0,78	0,84	0,82
Insular	Nueva Esparta	0,96	0,76	0,64	1,25

Tomando como referencia el segundo quinquenio, se puede identificar cuatro grandes grupos en cuanto a la calidad de la información. De mejor registro de hechos vitales (con menos de 15% de omisión de muertes de menores de un año), se encuentran Distrito Federal, Aragua, Lara, Mérida, Trujillo. De nivel medio de calidad de la información (entre 16 y 25% de omisión) están Portuguesa, Zulia, Táchira, Nueva Esparta y Bolívar. En el tercer grupo, de pobre calidad de información (entre 26 y 35% de omisión) están: Carabobo, Guárico, Falcón y Yaracuy. Un cuarto grupo de muy pobre calidad de información están Barinas, Cojedes, Apure y todas las entidades de la región Nor-oriental.

En cuanto a la situación de Miranda en la interpretación de los resultados se debe tomar en cuenta que, es la región que colinda con el Distrito Federal y que parte de ella pertenece a la Región Capital. Es probable que, el índice de baja cobertura obtenido se deba a problemas en el registro de residencia de la madre, es decir, la residencia de la madre puede ser diferente del nacimiento al de la defunción, aún cuando el desplazamiento migratorio sea de apenas pocos kilómetros.

En el caso del Amazonas, los resultados de un índice de cobertura cerca y hasta superior a la unidad para el año 1988 pueden explicarse por los problemas que se tiene para aplicar el método indirecto de estimación dada la pobre calidad de los datos sobre fecundidad del Censo en esa entidad, especialmente en los grupos extremos de edad, lo que compromete los resultados obtenidos con la estimación indirecta. En el caso de Aragua y Trujillo, la cobertura mayor que la unidad podría deberse a que una eficiente organización administrativa.

3. Análisis de correlación con indicadores socioeconómicos

Los resultados del análisis de correlación entre el CMI obtenido de las estadísticas vitales, el q_1 estimado por el método indirecto adoptado, el nivel de alfabetismo de la madre y el porcentaje de nacimientos sin atención médica, verifican, en primer lugar, que la deficiencia del Registro de Defunción no sólo son de alto nivel sino que además, son desiguales entre entidades. Se puede apreciar que el CMI obtenido de las estadísticas vitales no guarda ninguna relación significativa con las variables consideradas (tabla 6).

Tabla 6: Correlación entre el CMI estimado directamente de las estadísticas vitales, la probabilidad estimada por el método indirecto para 1998(q_0), proporción de nacimientos sin atención médica (PNSAM) y proporción de analfabetismo femenino (ANALFEM) para 1990, en las entidades federales venezolanas.

	<i>CMI-EV</i>	q_0	<i>PNSAM</i>	<i>ANALFEM</i>
CMI-EV		-0,07	0,17	0,26
q_0	-0,07		0,69*	0,67*
PNSAM	0,17	0,69*		0,77*
ANALFEM	0,26	0,67*	0,77*	

* Significativo a nivel de 1%.

En segundo lugar, la correlación entre el CMI obtenido de las estadísticas vitales y el q_1 estimado, no sólo no es nada significativa ($p > 70\%$), sino que además, es de signo negativo. Eso constata la imposibilidad de realizar ajuste del CMI obtenido de las estadísticas vitales a través de un índice de omisión, y además, la necesidad de generar estimaciones alternativas a los Registros Vitales.

Mas, por otro lado, se muestra que el q_1 estimado en este trabajo tiene una correlación altamente significativa con las dos variables consideradas ($p=0,000$ y r cercana a 0,7). Por lo tanto, se puede afirmar que la estimación indirecta obtenida en este trabajo, guarda estrecha relación con las condiciones socio-económicas de la entidad federal.

DISCUSIÓN

De la calidad de los datos propios para mensurar la mortalidad infantil depende, entre otras acciones, la implantación eficiente de programas y acciones de prevención y la localización eficiente de los recursos entre las diferentes unidades geográficas. Consecuencias que se agravan, cuando se carece de recursos y se precisa de maximizar lo poco disponible. Más, aunque parezca paradójico, la calidad de los datos empeora cuando se agudiza la pobreza. Así, se afirma que los niveles de confiabilidad, calidad y aceptación de las estadísticas vitales de población son una función positiva del Desarrollo Humano (Pinto, 1973).

Es principalmente por tal preocupación que la estimación del nivel, tendencia y determinantes de la mortalidad infantil y en la niñez en países con pobres estadísticas ha recibido intensa atención por parte de demógrafos durante los

pasados quince años, creando métodos, evaluando fuentes de información y realizando adaptaciones para conocer de forma más fidedigna el fenómeno (Trusell y Menken, 1984; Hill, 1991). El desarrollo de esos métodos, sobre todo durante el período de postguerra, ha dado a los demógrafos un papel importante en el campo internacional de la salud ya que han brindado herramientas necesarias para medir un componente central de la salud de la población (Preston, 1996, 529).

Las preguntas sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes realizadas a las mujeres con la finalidad de estimar de forma indirecta la mortalidad infantil, fueron incluidas en los Censos de Inglaterra, Escocia e Irlanda desde 1911. Aunque la proporción bruta de muertes de hijos por edad de la madre desde ese tiempo fue frecuentemente usada para examinar la diferencia de la mortalidad infantil por clase social, no fue sino hasta la publicación de *The Demography of Tropical Africa* en 1968 (Brass et. al., 1968), cuando fue ampliamente conocido el método de Brass para la conversión de esas proporciones de muertes en medidas de tabla de vida (Radheshyam et. al., 1997). Más es a partir de mediados de los años setenta con la formalización del modelo de Brass (Brass, 1975) y con las diversas modificaciones mencionadas al comienzo de este trabajo, cuando pasa a ser la metodología más usada para estimar la mortalidad infantil en países y regiones con registro vital incompleto (Preston, 1996).

Muchos países, sobre todo los latinoamericanos, se incorporaron en la ronda de Encuesta Mundial de Fecundidad de los años setenta y en el programa de Encuesta Demográfica y de Salud de los años ochenta. Gracias a esas encuestas, con la Historia de Nacimientos, la estimación directa de la mortalidad infantil según patrón de la fecundidad (edad de la madre al parto, intervalo entre los hijos y orden de nacimiento), ocupó un lugar privilegiado. Hoy en día se cuenta con diversos trabajos que las usaron para llegar a conclusiones importantes a partir de la comparación de diversos países no desarrollados, entre los más citados están el de Rutstein (1983) y el de Hobcraft, et. al. (1985).

Más, el método de Brass ha continuado siendo muy útil para comparar, evaluar y hasta tener alguna estimación sobre todo en países donde se carece de la información de Historia de Nacimiento (Radheshyam et. al., 1997). Preston (1996), en un trabajo realizado con la finalidad de conocer los progresos más importantes realizados en los últimos cincuenta años en relación al estudio de la mortalidad, señala que tal método es el más importante desarrollado en cuanto a estimación de la mortalidad desde el período de postguerra. Dos ejemplos del valor de la técnica de Brass lo constituyen China a finales de los años veinte y Afganistán a principio de los setenta, sin esa técnica (y similares para el análisis de la fecundidad y de la mortalidad adulta), ambas poblaciones serían un misterio en términos demográficos para esos años y años subsiguientes (Trusell

& Menken, 1984, 325). Así mismo podríamos afirmar que en Venezuela no se conocería la evolución de la mortalidad infantil por entidad federal entre las dos últimas décadas ni las desigualdades espaciales y socio-económicas, si no se hubiese aplicado el método indirecto para su estimación.

En Venezuela las opciones para evaluar la calidad de los registros vitales son limitadas por carecer de fuentes de información alternativas. El país no fue incorporado en la ronda de encuestas de Fecundidad y Salud de los años ochenta. La realizada en los años setenta está muy distante al período analizado en este trabajo. En 1993 se aplicó la Encuesta de Fecundidad dentro del programa de Desarrollo Social mas, lastimosamente, el tamaño y tipo de muestra no permitió estimaciones por Entidad Federal.

La inclusión de las preguntas sobre Fecundidad en los Censos de población es considerada de crucial importancia, sobre todo en países que no poseen un sistema de estadísticas vitales totalmente confiable, como en Venezuela. Al incluir esas preguntas, el Censo no sólo es de gran utilidad para evaluar la estimación de la mortalidad infantil obtenida de otra fuente de información sino que además, por incorporar diversas variables socio-económicas (relacionadas con el hogar, la composición y dinámica familiar, condiciones de vida, el empleo, entre otras) permite profundizar en el análisis explicativo de tal evento.

La técnica de Brass, así como sus variantes, no son inmunes de defectos de los datos. La omisión de información por parte de las entrevistadas en el Censo y encuestas es quizá el problema más serio. En muchas culturas, los entrevistadores tienen resistencia a preguntar y las mujeres a responder sobre temas relacionados con fecundidad de adolescentes, sobre todo entre las que no declaran unión. Por otra parte, mujeres omiten mencionar hijos que han nacido muertos o aquellos hijos que han crecido y ya no residen con ella, cuestiones que se agudizan con el aumento de la edad de la madre (Naciones Unidas, 1986, 29). Otro problema en la declaración sobre los hijos nacidos vivos, sin embargo de menor dimensión, se debe a la inclusión de mortinatos o de muertes fetales tardías, sin embargo ese error es pequeño y sólo puede evaluarse durante el trabajo de campo (Naciones Unidas, 1986).

Por otra parte, el método tiene supuestos importantes que deben ser considerados antes de discutir los resultados. Entre los principales supuestos están: que la omisión no sea diferencial entre la declaración de los hijos vivos y los hijos sobrevivientes, que no haya mortalidad diferencial entre los hijos de las mujeres que declararon y las que no declararon y además, que la declaración por edad de las madres sea correcta.

Así, aunque no todos esos supuestos pueden ser “controlados” en nuestro estudio, se juzgó importante evaluar en primer lugar la calidad de la información sobre fecundidad (cobertura, declaración de la edad y calidad de las preguntas sobre fecundidad). Los resultados muestran que la calidad de la declaración de la edad por las mujeres en el Censo '90 es aceptable para todas las entidades federales. Además, que la omisión de la información en las preguntas de fecundidad es diferencial por entidad federal, llegándose a encontrar entidades como Monagas y Amazonas con cerca de 16% de omisión para el total. Más, se comprobó que debido a que la omisión es mayor entre las menores de 20 años y que aumenta ligeramente en el último grupo de edad, las estimaciones más confiables son las realizadas entre las mujeres de 20 a 44 años de edad.

Una de las limitaciones del método indirecto reflejado en los resultados de este trabajo, es que, depende de modelar por tablas de vida que representan experiencias distintas a las observadas. En ese sentido, se evaluó el mejor ajuste de las tablas modelo de las Naciones Unidas, llegándose a concluir que el patrón chileno brinda un buen ajuste para el estudio de la mortalidad infantil en Venezuela y que los otros patrones testados (general y latinoamericano) también pueden ser utilizados para obtener estimaciones más parecidas a las esperadas. Sin embargo, al comparar por sexo y edad la mortalidad ajustada y las del patrón de referencia de las tablas de las Naciones Unidas, se encontró una diferencia importante entre éstas (vista por un abultamiento de la curva de mortalidad observada) en las edades de 15 a 25 años, acentuada sobre todo en el sexo masculino. Ello indica más muertes en esas edades activas de las que podría esperarse si se comportasen los patrones de mortalidad como la de los ajustes promedios de las curvas de las Naciones Unidas. Sería importante analizar las causas de esa “sobremortalidad”. Una hipótesis a trabajar sería el efecto por causas violentas. Es conocido que en las últimas dos décadas ha habido un aumento de las tasas de mortalidad por accidentes y homicidios entre los jóvenes-adultos especialmente en las ciudades más importantes (Bangdiwala, 1996).

Otra de las desventajas de los métodos indirectos es que no permite la obtención de una serie continua de probabilidades de morir en los primeros años de vida por año calendario debido a que la fechas se localizan a través de un ajuste del intervalo quinquenal de los grupos de edad de las mujeres. Para solventar ese problema generalmente se sugiere la obtención un índice de omisión (para la década o por períodos) a ser aplicado a la serie de datos de los Registros Vitales. Para nuestro caso de estudio no fue posible utilizar ese recurso debido a la cobertura diferenciada del Registro Vital por año calendario, entre las entidad federal, con gran fluctuación de la cobertura en el tiempo. Si el Registro Vital tuviese una subestimación más estable en el tiempo por entidad

federal, se podría corregir la serie intercensal del CMI y conocer con más detalle la tendencia de la mortalidad infantil año a año para la década.

A pesar de las limitaciones propias del método, los resultados de este estudio permitieron llegar a conclusiones sobre la calidad del sistema de información del Registro Vital en Venezuela y estimar la mortalidad infantil en el nivel de desagregación geográfica de entidades federales.

Es necesario mencionar que diferencias importantes fueron encontradas en este trabajo en relación a las publicadas por el CELADE para Venezuela. Sería interesante que fuesen confrontadas las metodologías para obtenerse la mejor aproximación posible para la mortalidad infantil en Venezuela. En la comparación se debe tomar en cuenta que las estimaciones del CELADE dependen de los insumos de datos que la OCEI le proporcione y que la metodología del CELADE está sustentada en las proyecciones de población. Por ello, sería recomendable evaluar el por qué las tablas de vida proporcionadas por la OCEI ofrecen un aumento diferenciado ampliamente por sexo (OCEI, 1998). Por ejemplo, las dos entidades más pobres, Apure y Delta Amacuro, los hombres tienen alrededor de cuatro años y medio de ganancia en esa década, mientras que las mujeres ganaron un año y medio. En el estado Aragua, mientras que los hombres ganaron tres años, las mujeres redujeron en casi un año la esperanza de vida, situación similar a la de Lara. También se debería estudiar por qué el aumento de la esperanza de vida para Venezuela entre 1994 y 1995 proyectado por OCEI-PNUD, 1998 (130).

Un aspecto que quedó nítido por los resultados de este trabajo es el uso inapropiado del CMI obtenido directamente de las estadísticas vitales por entidad federal. Se mostró en este trabajo que es un indicador inválido ya que los resultados del análisis de correlación mostraron asociaciones insignificantes con el nivel de analfabetismo y atención al parto por médico. Por el contrario, la estimación indirecta obtenida en este trabajo no sólo es bastante significativa sino que además dio alto grado de correlación con las variables mencionadas. Así mismo, la correlación inversa entre el CMI calculado por las estadísticas vitales y el q_1 estimado demuestra la precariedad de los Registros Vitales, sobre todo en las regiones con mayor mortalidad infantil. Esos resultados sustentan la no conveniencia de aplicar índices de omisión para estimar la serie anual del CMI a partir del Registro Vital.

Las regiones del país con mayor precariedad de los Registros Vitales son precisamente aquellas que por su nivel de pobreza requerirían de mayor precisión en la definición de las características de grupos de riesgo como son los niños menores de un año. Por lo tanto, la mejora del sistema de información de los hechos vitales es de capital importancia en Venezuela si se quiere

fundamentar las decisiones y los programas sociales. La desinformación de eventos tan importante como la muerte o enfermedad de los niños no sólo crea una brecha con aquellos lugares donde se cuenta con la información sino que además, se acentúa el retroceso y la desigualdad el cual se va haciendo cada vez más difícil de superar. Un ejemplo de ello es el estado Barinas, mientras es la de menor Índice de Desarrollo Humano en Venezuela (OCEI-PNUD-FNUAP, 1997) y mayor deterioro del ingreso per-cápita durante la primera década de los noventa, aparece no sólo como la de mejor CMI obtenido por las estadísticas vitales sino además, con la mayor reducción durante la década de los ochenta.

Los resultados de este trabajo visan también la necesidad de mejora en la calidad de las preguntas de Fecundidad en el Censo del 2000. Se debe hacer esfuerzo para adiestrar al empadronador en la recolección de esas preguntas, las cuales aunque simples son de carácter más íntimo, sobre todo entre las mujeres más jóvenes. Por otra parte, así como se realizó con en Censo '90, esas preguntas deben ser procesadas en su totalidad y no, como en el Censo '81, para una muestra pequeña.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguirre, A. Camposortega, S. (1980), "Evaluación de la información básica sobre mortalidad infantil en México", *Demografía y Economía*, Vol. XIV, 44 (4), El Colegio de México, México, D.F.
- Arrias, A. (1994), *Venezuela: evaluación y ajuste del censo de población de 1990 y tabla abreviada de mortalidad 1989 y 1990*, mimeo, Universidad del Zulia, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Instituto de Investigaciones, Maracaibo.
- Bangdiwala, A. P. (1996), "The Changing Structure of Death from Injuries and Violence", In: Timaeus, M., Chackiel, J. & Ruzicka, L. (eds), *Adult Mortality in Latin America*, Clarendon Press, Oxford.
- Bidegain, G. y López, D. (1985), "Evaluación de la cobertura del registro de las defunciones en Venezuela", *Documento de Trabajo*, No. 19, IIES- UCAB, Caracas.
- Bidegain, G., González, Z. y Papail, J. (1983), "Evolución del nivel y las causas de la mortalidad en Venezuela en el período 1958-1978", *Documento de Trabajo*, No. 5, IIES- UCAB, Caracas.
- Bidegain, G. (1982), "Notas sobre la aplicación de los métodos de evolución de la omisión en el registro de decesos en Venezuela", *Documento de Trabajo*, No. 4, IIES-UCAB, Caracas.
- Brass, W. (1996), "Demographic Data Analysis in Less Developed Countries: 1946-1996",

- Population Studies*, 50, Inglaterra.
- (1975), *Methods of Demographic Estimation from Incomplete Data*, Laboratories for Population Statistics, University of North Carolina, Chapel Hill.
- Brass, W., Coale, A.J., Demeny, P., Heisel, D.F., Lorimer, F., Romaniuk, A., Walle, V. (1968), *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Chen, Chi-yi y Picouet, M. (1979), *Dinámica de la población: caso de Venezuela*, UCAB-ORSTOM, Caracas.
- Coale, A. y Trusell, T., (1974), "Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Population", *Population Index*, Vol. 40, No. 2.
- Comisión presidencial por los derechos del niño (1991), *Los Niños: El Compromiso de los Noventa. Programa Nacional de Acción*, Caracas.
- Di Brienza, M., (1997), *Consideraciones sobre la calidad de la información de fecundidad*, Censo (1990), Mimeo de trabajo, Departamento de Estudios Demográficos, IIES-UCAB, Caracas.
- Feeney, G. (1980), "Estimating Fertility Trends from Child Survivorship Data: A Demographic Approach", *Population Studies*, No. 34, Inglaterra..
- Hill, K. H. (1991), "Approaches to the Measurement of Childhood Mortality: A Comparative View", *Population Index*, 57(3).
- Hobcraft, J.N., McDonald, J.W., Rutstein, S. (1985), "Demographic Determinants on Infant and Early Child Mortality: A comparative Analysis", *Population Studies*, No. 39.
- Myers, R. J. (1940), "Errors and Bias in the Reporting of Age in Census Data", *Actuarial Society of America. Transactions*, Vol. XLI.
- Naciones Unidas (1986), *Manual X. Técnicas indirectas de estimación demográfica*, ST/ESA/SER, A/81, Nueva York.
- Oficina Central de Estadística e Informática (OCEI) (1983), *Encuesta de evaluación del XI censo general de población y vivienda*, Mimeo, 181, Informe EEC-01, Caracas.
- (1992), *El censo 90 en Venezuela. Resultados básicos*, OCEI, Caracas.
- (1995), *Mapa de la pobreza. Censo 90*, OCEI, Caracas.
- Oficina central de estadística e informática-programa de las naciones unidas para el desarrollo y fondo de población para las naciones unidas (OCEI-PNUD-FNUAP) (1997), *Índice y Entorno de Desarrollo Humano en Venezuela 1997*, OCEI-PNUD-

FNUAP, Caracas.

Paez Cellis, J. (1976), "El nivel de la mortalidad de la población venezolana", *Estadística Venezolana*, No. 6, Caracas.

Palloni, A. y Heligman, L. (1985), "Re-estimation of Structural Parameters to Obtain Estimates of Mortality in Developing Countries", *Population Bulletin of the United Nations*, No. 18.

Pinto, V. (1973), *El pensamiento crítico en demografía*, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Santiago de Chile.

Pollard, A.H. et. al. (1974), *Demographic techniques*, Pergamon press, Sidney.

Preston, S. (1996), "Population Studies of Mortality", *Population Studies*, No. 50.

Radheshyam, B., Muhammad, S. Hill, A. (1997), "Estimating Childhood Mortality Trends form Routine Data: A simulation using The Preceding Birth Technique in Bangladesh", *Demography*, Vol. 34, No. 3.

Romero, D. y Szwarcwald, C. (1999), "Crisis económica y mortalidad infantil en Latinoamérica desde los años ochenta", En Rutstein, S. (1983), *Infant and Child Mortality: Levels, trends and Demographic Differentials*, WFS Comparative Studies, No. 24.

Sullivan, J. (1972), "Models for the Estimation of the Probability of Dying Between Birth and Exact Ages of Early Childhood", *Population Studies*, Vol. XXVI, No. 1.

Trusell, J. Menken, J. (1984), "Estimating Levels, Trends, and Determinants of Child Mortality in Countries with Poor Statistics". In: Mosley, H. Chen, L. (org), *Child Survival. Strategies for Research*, Population and Development Review, A supplement to volume 10, Univ Press, Cambridge.

Trusell, J. (1975), "A Re-estimation of the Multiplying Factors for the Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates", *Population Studies*, Vol. XXIX, No. 1.

United Nations (1988), *Mortpak-Lite: The United Nations Software Package for Mortality Measurement*, Population Studies, No. 104, Department of International Economic and Social Affairs, United Nations, New York.

Wunsch, G., (1984), *Techniques d'analyse des données démographiques*, Ed. Ordina, Liege, Belgium.