

Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)
International Development Research Centre (IDRC)

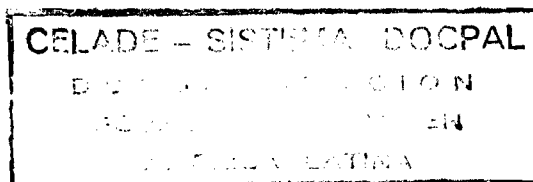


**ERRORES Y SESGOS EN LOS PROCEDIMIENTOS DE ESTIMACION DE MORTALIDAD INFANTIL
A PARTIR DE LA SOBREVIVENCIA DEL ULTIMO HIJO**

Juan Chackiel (CELADE)
Hew Gough (CELADE)

Documento presentado al
Seminario-Taller sobre la Experiencia de Aplicación del Método
del Hijo Previo en América Latina

Santiago, Chile
29-31 de enero 1990



ERRORES Y SESGOS EN LOS PROCEDIMIENTOS DE ESTIMACION DE MORTALIDAD INFANTIL A PARTIR DE LA SOBREVIVENCIA DEL ULTIMO HIJO.

Juan Chackiel
Hew Gough
CELADE

INTRODUCCION

Las preguntas retrospectivas en censos y encuestas han sido la fuente más importante para obtener estimaciones razonables de la mortalidad en la niñez para los países en vías de desarrollo. De los procedimientos hasta ahora usados, aquellos basados en las preguntas sobre el total de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres a lo largo del período reproductivo, y los sobrevivientes de aquellos (United Nations, 1983), constituyen los que han brindado resultados más robustos.

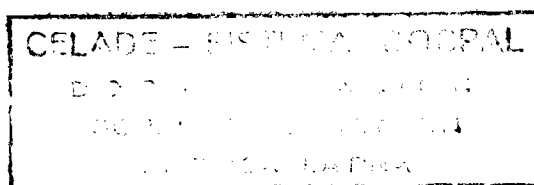
Sin embargo, el procedimiento basado en la proporción de hijos muertos a lo largo de toda la vida de las mujeres, presenta ciertas limitaciones, entre las que pueden mencionarse:

- la estimación que se obtiene con datos confiables (a partir de mujeres de 20-34 años de edad) corresponde a un momento situado varios años antes del censo o encuesta, por lo tanto no se tiene un indicador de mortalidad infantil actual.

- La mortalidad infantil que se obtiene es derivada de probabilidades de morir hasta los dos, tres, cinco, diez, quince y veinte años de edad a través de patrones modelos de mortalidad por edades, lo que se ha demostrado que no es un procedimiento robusto (Guzmán, 1985).

Las limitaciones mencionadas constituyen un serio problema frente a la demanda por indicadores de mortalidad infantil útiles para evaluar los programas de salud, destinados a reducir la incidencia de la mortalidad infantil. Los planificadores desean conocer la situación actual de este indicador y compararlo con lo que ocurría antes de la implantación de sus programas.

Existen otros procedimientos muy prometedores que pueden brindar estimaciones de la mortalidad infantil más recientes y menos dependientes de patrones modelo, como son aquellos basados en la sobrevivencia del último hijo tenido. Hasta ahora se identifican dos procedimientos principales: a) la inclusión de preguntas sobre la sobrevivencia del último hijo en censos o encuestas, y b) investigar la condición de sobrevivencia del nacimiento previo en la ocasión en que una mujer asiste a un centro asistencial a atenderse de un parto. Si bien estos procedimientos no tienen las desventajas anotadas más arriba, el primero hasta ahora no ha dado resultados muy alentadores y el segundo, que está en una etapa experimental, está afectado por una fuerte selectividad por referirse únicamente a mujeres que tienen hijos en hospitales.



En este documento se analizan los sesgos más importantes que presentan estos procedimientos tomando en cuenta los antecedentes disponibles, a partir de experiencias en terreno en América Latina, que permiten adelantar algunas conclusiones sobre los problemas de la información y la metodología. Además se hace uso de simulaciones con los datos de la historia de nacimientos de la Encuesta Demográfica y de Salud (DHS) de la República Dominicana de 1986.

I. Estimación a partir de información de censos y encuestas.

1.- Análisis en función de los antecedentes.

En un comienzo las estimaciones de mortalidad infantil, utilizando datos del último nacido vivo, se hacía a partir de la condición de sobrevivencia de los nacidos en los 12 meses anteriores a un censo o encuesta. Se preguntaba a las mujeres en edad fértil si han tenido un hijo nacido vivo en los doce meses previos a la entrevista (o entre tal y cual fecha), y en caso de una respuesta afirmativa se averiguaba si estaba vivo o no.

Los resultados obtenidos por este procedimiento arrojaron dudas acerca de la calidad de la información recogida, entre otras cosas por la alta probabilidad de cometer errores en el período de referencia. Este hecho condujo a una forma más precisa de obtener el dato, preguntando:

- Fecha de nacimiento del último hijo: día mes año
- Está este último hijo actualmente vivo? Vivo ___ Muerto ___.

Luego es posible procesar esta información para los nacimientos ocurridos en el año anterior a la operación de recolección de los datos.

De una u otra forma estas preguntas fueron incluidas en un importante número de censos y encuestas de América Latina en las últimas dos décadas. En la ronda de censos del 80 siete países investigaron la sobrevivencia del último nacimiento (Chackiel y Arretx, 1988) y además estas preguntas se incluyeron en las Encuestas Demográficas Nacionales de Honduras (1983) y Guyana (1986).

El procedimiento de obtención de la probabilidad de morir en el primer año de vida es casi directo, pues el cociente entre los sobrevivientes y los nacidos vivos en el año anterior, da lugar a la relación de sobrevivencia al nacimiento $P(b)$. Luego a partir de cualquier tabla modelo de mortalidad es posible obtener la tasa de mortalidad infantil equivalente.

Otra forma de calcular la tasa de mortalidad infantil sería la siguiente: Las defunciones obtenidas $d(0,a)$, son las correspondientes al mismo año en que ocurren los nacimientos (B), por lo tanto para obtener el total de muertes de menores de un año se hace necesario considerar el factor de separación f , que representa el tiempo medio vivido por los que fallecen en el primer año. Entonces, $d(0) = d(0,a)/(1-f)$ y la probabilidad de morir en el primer año de vida será $q(1) = (d(0)/B)$. El factor f sería un dato exógeno, asociado al nivel de la mortalidad y que puede darse arbitrariamente u obtenerse de tablas modelo de mortalidad.

El uso del factor de separación como parte de la fórmula de cálculo implica la posibilidad de introducir un sesgo en la estimación, pues aunque se dispone de un alto porcentaje de las defunciones menores de un año, es necesario extrapolar entre un 20 a 35 por ciento de éstas, según sea el nivel de la mortalidad.

Considerando un $f=0.20$ como supuestamente correcto, un error de un 10 por ciento, implica a su vez un error de 2.5 por ciento en el valor de $(1-f)$ y un porcentaje de error similar en términos de la tasa de mortalidad infantil. Ahora bien, este error del 10 por ciento sobre la f tiene una mayor repercusión a medida que se consideran valores del factor de separación más altos, así por ejemplo para una $f=0.35$, el error en la $(1-f)$ será de 5.4 por ciento, y el mismo valor aproximadamente para la $q(1)$.

Si se supone un error de un 10 por ciento en el valor de f , repercutiría de la siguiente manera sobre las estimaciones:

f	error 10%	1-f	error E: en %	% de error en $q(1)$ $1/(1+E)$	
0.20	0.020	0.80	2.5	2.44	- 2.56
0.25	0.025	0.75	3.3	3.19	- 3.41
0.30	0.030	0.70	4.3	4.12	- 4.49
0.35	0.035	0.65	5.4	5.12	- 5.71

La probabilidad de error aumenta a medida que crece el valor de f debido a que a mayor valor de este indicador se estaría extrapolando un porcentaje mayor de las defunciones, dicho de otra manera la estimación se basaría en un número relativo menor de casos. De todas maneras, en los casos más extremos de mortalidad alta, considerando un error razonable de 10 por ciento en f , se tendría un error de aproximadamente el 5 por ciento.

En general, las estimaciones que se obtienen a partir de estos datos no son de buena calidad, aunque en los últimos años en algunos casos se han logrado mejores resultados. En los censos de la década del 80, de los países que han incluido esta pregunta, y se dispone de la información, aproximadamente en la mitad de los casos se obtuvieron resultados confiables, si se comparan con otras fuentes independientes.

Se supone que la fuente de error más importante está en la recolección de los datos, fundamentalmente en lo que se refiere a posibles omisiones de nacimientos que pudieron haber culminado con una muerte prematura del niño. Movidos por esta razón, el CELADE, conjuntamente con la Cruzada Patagónica de la Argentina llevó a cabo un trabajo de terreno en Junín de los Andes (Somoza, 1987 y Somoza, 1988) destinado a averiguar los posibles sesgos que se producen en la declaración de la fecha de nacimiento del último hijo y la condición de sobrevivencia de ese niño.

El supuesto principal que se planteó en la investigación de Junín de los Andes es que existe una mayor omisión de nacimientos de niños que posteriormente murieron. Para verificar esto se preguntó si después del último hijo hubo un

pregunta no es lógica, se formuló intencionalmente para detectar omisiones. Con posterioridad al censo se volvió al terreno para aclarar estas y otras contradicciones observadas.

El regreso a terreno permitió aclarar una serie de incoherencias, que aunque no influyeron notoriamente en el resultado final, permiten señalar posibles patrones de error. En resumen, respecto al último nacimiento y su sobrevivencia se encontraron los siguientes hallazgos importantes (Somoza, 1988):

a. Uno de los casos de hijos tenidos después del último declarado por la mujer, se trató de un niño fallecido con posterioridad al nacimiento, confirmando la suposición hecha acerca de la existencia de este tipo de error, es decir se declaró la fecha de nacimiento del último hijo actualmente vivo.

b. Se identificó que otra fuente de error se relaciona con la adopción, pues dos casos fueron omitidos por este hecho, desconociéndose el destino posterior del niño. En estos casos no se declaró al niño entregado en adopción, aunque era el último nacido vivo.

c. En varios casos se cometió una equivocación en la declaración de la fecha del último nacimiento, lo que conduce a que se mantengan errores en el período de referencia.

d. Al investigar los niños fallecidos en el mismo día de su fallecimiento, se encontraron dos casos de muertes fetales que se declararon como nacidos vivos. Este error produciría un sesgo tendiente a exagerar la estimación de la mortalidad infantil.

Estos errores en la declaración de la información pueden conducir a subestimar o sobrestimar la estimación de la mortalidad infantil. En el caso particular de Junín de los Andes se corrigieron los nacimientos (se pasó de 198 a 203) y las defunciones (de 7 se redujeron a 6), lo cual considerando un $f=0.2$ significa pasar de una $q(1)=43$ por mil a una $q(1)=37$ por mil.

Con miras a evitar que se declare al último hijo actualmente vivo en lugar del último nacido vivo (error a.), en los censos y encuestas más recientes se decidió invertir el orden de las preguntas que se formulan, para que el informante se vea en la necesidad de considerar también a los niños que han fallecido:

-El último hijo nacido vivo de....., está vivo o muerto? Vivo__ Muerto__

-En qué fecha nació este último hijo? día mes año

De esta manera se preguntó en la Encuesta de Guyana, el censo de Colombia 1985 y el censo experimental de Junín de los Andes. En los casos de Guyana y Junín de los Andes los resultados han sido razonablemente buenos, no así para Colombia, hecho que puede estar ligado a la calidad general de este último censo.

Con relación a los otros sesgos provenientes de la recolección de la información, en la mayoría de los casos debiera llamarse fuertemente la atención en las instrucciones a los entrevistadores.

2. Simulación a partir de historia de nacimientos.

A los efectos de estudiar los problemas, no ya de recolección de los datos, sino los que hacen a los supuestos del procedimiento se utilizó la DHS de República Dominicana 1986 (DHS-RD), que incluye la historia de nacimientos completa de las mujeres de 15 a 49 años de edad e información detallada de la edad de los niños al morir (días durante el primer mes y meses hasta los dos años). Siempre estará presente el problema de que al retroceder en el tiempo la información dejará afuera a una parte de las mujeres con más edad, por ejemplo 5 años antes las mujeres investigadas sólo alcanzarán hasta los 44 años de edad.

Con esta información se pudo calcular en primer lugar las $q(1)$ que serían "estimadas" a partir de una simulación de las estadísticas vitales completas, mediante el cociente de las defunciones de cada año sobre los nacimientos de ese año. Estas serán consideradas las estimaciones ideales que servirán como punto de comparación para determinar los sesgos de los supuestos básicos del método.

A los efectos de estudiar los sesgos del procedimiento basado en la mortalidad de los nacidos en el año anterior a un censo o encuesta, se hizo el supuesto, para quince años completos antes de la encuesta (1971-1985), que al final de cada año se realizaba un censo de esta población. De esta manera se tomaron en cuenta los nacimientos en cada año calendario y las correspondientes defunciones ocurridas dentro del mismo año, $D(0,a)$.

Para considerar la estimación tal cual se obtendría de las preguntas censales, se eliminó el primer nacimiento en los casos en que ocurrían dos de la misma mujer dentro del año y de la misma manera el primero de los mellizos.

Por otra parte también se realizaron las estimaciones de la mortalidad infantil contando con todos los nacimientos, lo que debiera conducir a resultados coherentes con los considerados "reales" (basados en las estadísticas vitales simuladas).

En el cuadro 1 se presentan los diferentes resultados de las $q(1)$ de estas simulaciones, calculadas con un $f=0.25$ obtenido como promedio del período. Las conclusiones más importantes son:

a) La comparación de las $q(1)$ reales (columna 1), con las obtenidas a partir de las $D(0,a)$ que incluye todos los nacimientos (columna 2), muestra una muy buena concordancia general. Las desviaciones mayores se producen porque en esos años la f real se aleja notoriamente del valor 0.25, siendo por ejemplo $f=0.36$ en 1975 y $f=0.10$ en 1976. Las tendencias de las $q(1)$ calculadas a partir de $D(0,a)$ tiene un comportamiento más regular por el hecho de ser calculadas por una combinación de estas defunciones y un factor de separación fijo y

constante, mientras que el valor real agrega a estas defunciones un número menor sujeto a mayor aleatoriedad.

b) Sesgos de dobles nacimientos en el año.

Las columnas (3) y (4) permiten observar el sesgo introducido por la existencia de mellizos y dobles nacimientos en el año. Se supone que este hecho debiera producir una subestimación de la mortalidad por ser mayor la mortalidad de los mellizos y de los niños con intervalo intergenésico menor de 12 meses. Estos supuestos se comprueban claramente al mirar los resultados, pues las estimaciones obtenidas por el procedimiento, tal cual se formulan las preguntas en un censo, conduce a $q(1)$ subestimadas en aproximadamente 5 por ciento en prácticamente todo el período (columna 3).

Si bien el número de nacimientos de mellizos y dobles nacimientos en el mismo año tiene poco peso relativo (1.4 por ciento), su mortalidad es casi cinco veces superior a los otros nacimientos, como puede verse a continuación para el total del período analizado:

	<u>q(1) por mil</u>
-nacimientos totales	76.3
-nacimientos sin mellizos y dobles	69.1
-nacimientos de mellizos	586.4
-nacimientos dobles en el año	233.3

Es interesante observar que el sesgo mayor lo producen los mellizos, tanto por su alta mortalidad como por su mayor frecuencia dentro del año calendario. Si bien hay, en general, una mayor frecuencia de nacimientos con menos de 12 meses de intervalo intergenésico (1381) que de mellizos (232), la probabilidad de que los dos nacimientos simples ocurran en el mismo año calendario es muy baja. De hecho en toda la encuesta únicamente ocurrieron 60 nacimientos dobles dentro del mismo año.

Cuadro 1

Tasas de mortalidad infantil calculadas a partir de la DHS-República Dominicana según diversos procedimientos simulados. 1971-1985

Año	Estadística Vital Simulada	Tasas basadas en las defunciones D(0,a)		
		Nacimientos totales	Sin mellizos y dobles	Sin mellizos
	(1)	(2)	(3)	(4)
1971	101.7	91.1	90.5	90.1
1972	73.0	75.5	71.3	71.2
1973	72.7	74.8	72.4	72.4
1974	76.9	75.0	71.7	72.9
1975	90.7	77.0	71.3	72.8
1976	68.1	82.1	76.3	76.0
1977	73.0	66.4	61.0	62.5
1978	79.9	73.5	68.6	68.6
1979	68.1	72.1	66.9	67.8
1980	78.8	83.2	78.6	78.3
1981	59.8	56.6	50.1	51.5
1982	78.3	86.3	82.6	82.6
1983	54.0	59.7	59.3	59.2
1984	71.2	69.3	70.0	69.8
1985	60.5	56.5	51.9	53.2

II.- Registros en Maternidades.

1. Antecedentes.

La idea central de este procedimiento es aprovechar la instancia en que una mujer asiste a un centro asistencial, por ejemplo una maternidad, a atenderse de un parto, para obtener información acerca de la condición de sobrevivencia del nacimiento inmediatamente anterior. Al respecto se han llevado a cabo dos tipos de investigaciones:

a) La idea original desarrollada por Macrae (1979) y luego presentada por Brass y Macrae (1985) plantea que con sólo preguntar a las mujeres, en ocasión del parto, si su hijo inmediatamente anterior está vivo o muerto, es posible estimar la mortalidad en la niñez. Suponiendo, que el intervalo intergenésico promedio es de aproximadamente 30 meses, en países de alta fecundidad, la proporción de niños previos que fallecieron representa la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad $q(2)$. Esta estimación se sitúa en el período comprendido entre la fecha que representa las entrevistas y 2.5 años antes.

b) En América Latina, basados en la idea original de Brass y Macrae, se agregaron unas pocas preguntas a aquellas destinadas a averiguar si la mujer ha tenido un hijo anterior y si está actualmente vivo. En particular se investigaron, en todos los casos, las fechas de nacimiento del hijo previo y la fecha de fallecimiento en los casos en que correspondía. Esta información adicional permite calcular directamente las probabilidades de morir por edades, en particular la mortalidad infantil. A efectos prácticos de ahora en adelante denominaremos a esta forma de proceder como "variante CELADE".

Las aplicaciones hechas en Latinoamérica han conducido a resultados promisorios tanto para la estimación de la mortalidad en la niñez, como para el análisis de ciertos determinantes socioeconómicos y biológicos de sus niveles y tendencias. La inclusión de preguntas adicionales como las fechas de nacimiento y muerte han permitido analizar el cumplimiento de algunos de los supuestos del método original, y otros datos como la edad de la madre, el nivel de instrucción de la madre, la zona de residencia han servido para tener alguna idea de la selectividad de la población investigada. Cuando se analicen los sesgos que pueden afectar a estos procedimientos se presentarán los resultados más interesantes, que se resumen en UNICEF y CELADE (1985) y Guzmán (1988).

Para el cálculo de las probabilidades de morir, de la variante CELADE, se puede seguir el siguiente procedimiento:

- En primer lugar se calculan las tasas centrales de mortalidad:
 $m(x,n) = d(x,n)/E(x,n)$ siendo $d(x,n)$ las defunciones de niños entre las edades x y $x+n$ y $E(x,n)$ el tiempo vivido entre x y $x+n$.
- Luego se puede calcular la probabilidad de morir mediante alguna fórmula, como la siguiente: $q(x,n) = n*m(x,n)/(1+(n-f)*m(x,n))$ donde f es el factor de separación de las defunciones entre x y $x+n$.

Al igual que en el capítulo anterior, para analizar los sesgos se recurrirá fundamentalmente a ejercicios de simulación a partir de la historia de nacimientos de la DHS de República Dominicana 1986, así como a las experiencias realizadas en la región.

2. Estimaciones de la mortalidad infantil.

A los efectos de comparar los resultados de la simulación del procedimiento del hijo previo con lo que sería la mortalidad por año calendario implícita en la DHS, se procedió a calcular la mortalidad infantil considerando la estimación que surge de considerar la sobrevivencia del hijo anterior que "declararían" las mujeres durante cada año desde 1971 a 1985. Para obtener la $q(1)$ a partir de la $q(2)$ obtenida por el procedimiento Brass-Macrae se utilizó el modelo Oeste de Coale y Demeny, mientras que con la variante CELADE se obtuvo directamente. En ambos casos estas estimaciones se ubicaron 15 meses antes del 30 de junio de cada año, considerando que el intervalo intergenésico medio correspondiente a la encuesta es de aproximadamente los 30 meses supuestos por los autores del método original.

El cuadro 2 muestra una muy buena aproximación entre las series presentadas lo que, independientemente de los sesgos que luego serán analizados, indica una gran robustez del procedimiento. Cuando se dice que existe una muy buena aproximación entre las series, se refiere a los niveles y tendencias generales, porque para un punto en especial pueden encontrarse diferencias grandes. Las fuertes fluctuaciones pueden deberse en parte a la incidencia de nacimientos anteriores que escapan al período analizado y que afectan el resultado por tratarse de una muestra con un número reducido de casos.

Si bien Brass-Macrae utiliza un mayor número de acontecimientos, lo que le daría mayor estabilidad, para el cálculo de la mortalidad infantil se introducen dos aproximaciones adicionales en relación a la variante CELADE: por un lado acepta la proporción de niños muertos como representativo de $q(2)$ y por otra parte para estimar la $q(1)$ debe adoptar un patrón estandar de mortalidad por edades. Sin embargo, la gran coincidencia entre las series de Brass-Macrae y CELADE demuestra que no es mucho lo que se gana en precisión de la estimación al agregar las preguntas de fechas de nacimiento y muerte del hijo previo, para calcular la probabilidad de morir por edades. De todas maneras el disponer de esa información adicional permitiría calcular la mortalidad por edades en los primeros años de la vida. Debe dejarse claramente señalado que Brass-Macrae proponen el procedimiento para estimar $q(2)$, por lo tanto es un agregado posterior la extrapolación a $q(1)$.

Cuadro 2

Tasas de mortalidad infantil de la DHS-RD según el procedimiento del hijo previo y estadística vital simulados. 1971-1985.

Año de Registro	Estadística vital simulada	Procedimiento del hijo previo(a)	
		Brass-Macrae(b)	CELADE
1971	101.7	91.1	97.3
1972	73.0	87.1	79.5
1973	72.7	73.9	74.3
1974	76.9	86.1	85.3
1975	90.7	75.0	76.5
1976	68.1	77.7	73.0
1977	73.0	69.1	72.1
1978	79.9	73.4	74.3
1979	68.1	89.1	85.4
1980	78.8	75.0	72.3
1981	59.8	72.2	70.2
1982	78.3	46.0	58.0
1983	54.0	67.2	64.9
1984	71.2	73.9	59.0
1985	60.5	80.9	83.1

(a) Las tasas corresponden a aproximadamente 15 meses antes del año que se efectuó el registro.

(b) Estimadas a partir de la $q(2)$ que proporciona el procedimiento original.

3) Análisis de sesgos.

a) El supuesto del intervalo intergenésico medio. El procedimiento de Brass-Macrae considera que la proporción de niños muertos, respecto de los nacimientos previos, se puede asimilar a la probabilidad de morir entre el nacimiento y los dos años de edad. Lo anterior trae implícito que en promedio la exposición al riesgo de morir es un 80 por ciento del intervalo intergenésico medio (IIM), que se supone es de 30 meses en países de alta fecundidad. A continuación se analizará cual es la situación empírica en este aspecto en América Latina y el sesgo que introduciría un error en el supuesto básico.

Este sesgo fue tratado por Aguirre y Hill (1987), quienes citando un artículo de Smith, analizan los resultados de las WFS de 23 países en desarrollo, señalando que el IIM de esos casos sería en promedio de 31 meses para una fecundidad superior a 5 hijos, pero los países con un promedio inferior a 5 hijos arrojaron un IIM promedio de 35 meses.

Las experiencias obtenidas en 17 clínicas de diversos países de la región, aplicando el procedimiento del CELADE, muestran en general un intervalo intergenésico medio (IIM) de aproximadamente 36 meses, con una variación que va desde los 30 a los 44 meses (Guzmán, 1988). Si bien este último valor parece alto, es necesario considerar que son experiencias de resultados de nacimientos ocurridos en maternidades, lo cual en ocasiones puede diferir sustancialmente de lo que se espera para el total del país o una zona determinada. Estas clínicas corresponden fundamentalmente a países de menor desarrollo y alta fecundidad en latinoamérica: Bolivia, Honduras, República Dominicana y Argentina (comunidad indígena del sur del país).

La DHS de República Dominicana para los últimos años muestra un IIM de 34 meses. Este valor es mucho menor en los años anteriores (alrededor de 30 meses entre 1975 y 1982), probablemente porque en el pasado la fecundidad era mayor y además porque, a medida que se retrocede en el tiempo, sólo se consideran mujeres más jóvenes. Cabe destacar la coincidencia del IIM encontrado para la DHS en los años 1985 y 1986 con los hallados en las Clínicas de ese país a partir del procedimiento del hijo previo con las fechas de nacimiento y defunción (36 meses en una investigación de 1986 y 34 meses en otra de 1988).

Si, para América Latina, 30 meses de IIM es un valor bajo, podría decirse que la mortalidad que se adjudica a una $q(2)$, en realidad podría corresponder a una probabilidad de morir hasta una edad superior, quizás a una $q(2.5)$, aunque en casos extremos podría tratarse de una $q(3)$.

En el cuadro 3 se presenta un ejercicio para medir el impacto sobre la estimación que implicaría considerar el caso más extremo de tomar un IIM de 30 meses en lugar de 45 meses, tanto en términos de la $q(2)$, como de la estimación de la mortalidad infantil. Se supone que la proporción de hijos previos fallecidos es de 100 por mil y para analizar el impacto del sesgo que se produciría al tomarlo como una $q(2)$ en lugar de una $q(3)$, se usan las cuatro familias modelo de Coale y Demeny.

En las columnas (2), (3) y (4) se puede ver el sesgo de utilizar la $q(2)$ como 100 por mil en lugar del valor menor que le correspondería. La diferencia máxima se produciría en el modelo norte, donde alcanza un 12 por ciento, valor notablemente mayor al de las otras familias modelo. Luego en el modelo norte se encuentra también la diferencia mayor cuando se quieren expresar las estimaciones en términos de la $q(1)$, alcanzando la diferencia un valor de casi 11 por ciento (véase columnas 5 a 7).

En el esquema del ejercicio realizado, el máximo error de cálculo de la $q(1)$ podría ser de 19.8 por ciento, si suponemos que la proporción de niños previos fallecidos representa la $q(2)$ (correspondiendo la verdad a $q(3)$) y si además suponemos que el modelo más adecuado es el este en lugar del norte. En este caso obtendríamos una mortalidad infantil de 87.5 por mil en lugar de 73.4 por mil, por la acumulación de los dos sesgos analizados.

Cuadro 3

Análisis del sesgo de considerar la proporción de hijos previos muertos como representativo de $q(2)$ en lugar de $q(3)$ en las 4 familias de Coale y Demeny.

Familia	$q(3)$	$q(2)$		dif. %	$q(1)$		dif. %
		supuesto	verdadero		a partir de (1)	a partir de (2)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Oeste	100.0	100.0	92.9	7.6	77.7	83.0	6.9
Sur	100.0	100.0	93.3	7.2	79.3	84.0	5.9
Norte	100.0	100.0	89.3	12.0	73.0	80.9	10.8
Este	100.0	100.0	95.0	5.3	83.5	87.5	4.8

Considerando que el caso analizado es extremo, podría concluirse que el efecto únicamente del error en el IIM considerado, no es muy importante en términos de la estimación de $q(2)$. Esto es coincidente con el ejercicio presentado por Aguirre y Hill (1987) con la estandar general de Brass.

Otro aspecto que analizan Aguirre y Hill, se refiere al posible sesgo que introduciría la relación existente entre el tamaño del intervalo intergenésico y la mortalidad del niño previo, en el sentido de que se espera un intervalo menor en el caso de que el niño fallezca a una edad muy temprana. En el mismo trabajo mencionado se presentan dos formas de demostrar que el efecto de este sesgo es despreciable, presentándose una simulación que para una mortalidad de 150 por mil conduce a un error de 1 por ciento.

Los autores citados concluyen recordando, que lo importante es tener presente que independientemente del IIM, el indicador que se obtiene sirve como un indicador de los cambios relativos de la mortalidad en la niñez. Esto es verdad siempre que no haya cambios en el tamaño del IIM, pues de lo contrario el indicador en un momento determinado no tendría el mismo significado que en otro. Si bien el procedimiento de Brass Macrae está poco afectado por los sesgos analizados, el poder tener la fecha de nacimiento y muerte del hijo previo sería muy importante también para analizar los cambios que van ocurriendo en una misma clínica respecto al IIM.

b) No representatividad de la paridez superior. Si se considera el procedimiento del hijo previo como un registro continuo, se captarían los nacimientos de todos los niños que tenga cada mujer, salvo el último de ellos por no existir una ocasión subsiguiente para informar sobre él. En estas condiciones estaría el caso particular de los primeros nacimientos que corresponden a los casos de hijo único.

La importancia del sesgo que esto pueda producir depende del nivel de la mortalidad de los niños que nunca se captarían, lo cual está ligado con la frecuencia que presentan según orden del nacimiento. Por lo tanto también depende de la fecundidad de la población en estudio o dicho de otra manera del número de hijos que en total tengan las mujeres.

Debido a que la DHS solamente investiga mujeres hasta los 49 años, y la mayoría de ellas no ha culminado su historia reproductiva, no es posible hacer la simulación de dejar fuera al hijo de paridez superior. Sin embargo, suponiendo que las mujeres de 40-49 años de edad han tenido todos sus hijos, se hizo el ejercicio de considerar las mujeres según el número de hijos totales tenidos, como representativas de los nacimientos que quedarían fuera de la investigación del hijo previo. Por otra parte, se dispone de las frecuencias por orden de paridez general para los nacimientos de los últimos 15 años de la DHS:

	porcentaje de nacimientos según orden				
	Total	1	2-4	5-8	9+
DHS 1976-1985	100.0	23.5	46.5	23.2	6.6
DHS mujeres 40-49	100.0	5.0	22.2	40.5	32.3

Tal como se esperaba, se observa claramente que las distribuciones son muy distintas, siendo el porcentaje de nacimientos de orden alto (9+) en mujeres de 40-49 años, con alta mortalidad infantil, 5 veces superior al promedio del total de la DHS en 1976-1985.

Si se ponderan las tasas de mortalidad infantil según orden de paridez de 1976-1985 por las frecuencias de nacimientos totales de mujeres de 40-49 años, se llega a una $q(1)$ de 89 por mil, frente al 68 por mil que les corresponde. Esto mostraría, como era de esperar, que se produciría una subestimación de la

mortalidad infantil por el sesgo considerado. De todas maneras éste último podría no ser elevado si el peso de las mujeres que tienen el orden superior, en un año determinado, fuese pequeño. Si suponemos que, en un año determinado, las mujeres que tendrían su último hijo son en promedio las que alcanzan un número de hijos igual a la paridez media total, de acuerdo a la DHS representarían entre el 5 y 10 por ciento del total. Si esto es así, ponderando la $q(1)$ de estos nacimientos últimos por 0.08 y por 0.92 la $q(1)$ dada por el procedimiento del hijo previo, el impacto del sesgo podría ser cercano al 3 por ciento.

Debe considerarse, sin embargo, que este es un caso particular y que si el patrón de nacimientos finales según orden de paridez y/o la mortalidad según el orden de paridez tuvieran otro comportamiento, la importancia de este sesgo podría variar.

c) Selectividad de las mujeres registradas.

El hecho de recoger los datos básicos para estimar la mortalidad en la niñez, a partir de la declaración de sobrevivencia del nacimiento anterior sólomente de mujeres que asisten a un centro hospitalario, producirá sesgos por tratarse de personas que probablemente pertenecen a un sector muy especial de la sociedad, y en ocasiones por corresponder a clínicas donde se derivan nacimientos de alto riesgo. Según sea el tipo de selectividad que se produce, habrá una subestimación o una sobrestimación de la mortalidad en la niñez.

En cuanto a la edad de las mujeres, las investigaciones realizadas en América Latina (Guzmán, 1988), así como un estudio realizado en la ciudad de Bamako (Aguirre y Hill, 1988), muestran en general una sobrerrepresentatividad de mujeres jóvenes. De todas maneras, como afirma Guzmán, este sesgo no produce muchas consecuencias sobre las estimaciones porque se producen compensaciones, ya que por otra parte están subrepresentadas las mujeres de edades superiores, cuyos hijos también tienen una más alta mortalidad infantil.

Mayor importancia podría tener la selectividad por factores económicos y sociales, que conduce generalmente a que las mujeres de muy escasos recursos no tengan acceso a los centros de salud. Aún así debe tenerse presente que este procedimiento, cuando se aplica a un centro en particular, puede ocurrir el sesgo en ambos sentidos, pues es posible encontrar maternidades que atienden particularmente a sectores muy pobres o a nacimientos de madres con alto riesgo. En general, en las experiencias de América Latina, se ha usado el nivel de instrucción alcanzado por la madre como el indicador de la posición socioeconómica de la población en estudio. Lo más común en la región es que haya una sobrerrepresentatividad de mujeres jóvenes de mayor grado de instrucción.

La información de la DHS-RD permite hacer un análisis de la selectividad de las mujeres según el lugar de atención del parto de sus hijos desde el año 1981, para ese caso particular. En el cuadro siguiente se incluyen las características más ligadas al riesgo de mortalidad infantil por lugar de atención, y la probabilidad de morir en el primer año de vida.

Cuadro 4

Mortalidad infantil por lugar de atención, según indicador de riesgo

indicador	Hospital público	Clínica privada	Casa u otros
<u>% de casos ocurridos</u>	69	19	12
<u>Edad</u>			
% con - de 20	25	13	20
% con + de 35	9	5	15
<u>Educación</u>			
% con - de 3 años	22	6	32
<u>Intervalo interg.</u>			
% con - de 24 meses	30	26	37
<u>Paridez</u>			
% con + de 6 hijos	14	4	27
<u>Mortalidad infantil</u>	67	41	84

República Dominicana es uno de los países de alta frecuencia de partos institucionales, pues sólomente el 12 por ciento ocurren fuera de un hospital o clínica. Los resultados se ven muy coherentes, indicando en este caso que la mortalidad infantil de los nacidos en hospital público es una buena representación del promedio nacional, mientras que los otros lugares de atención son minoritarios. Se observa con claridad la asociación de la mortalidad infantil con los factores de riesgo presentados en el cuadro, que por supuesto afectan mayormente a los nacimientos no institucionales.

Aún así, debe pensarse que es muy probable que los distintos hospitales públicos pueden atender una población muy heterogénea, por lo tanto no necesariamente él, o los seleccionados, para una investigación de sobrevivencia del hijo previo, será representativo de lo que ocurre en el país. Sin embargo, podría considerarse que una buena selección de hospitales y clínicas en el caso particular de la República Dominicana, podría constituir una buena forma de hacer un seguimiento de lo que está ocurriendo con esta variable, por lo menos en las zonas urbanas.

CONCLUSIONES

Las conclusiones del análisis de los procedimientos basados en la sobrevivencia del hijo anterior, ya sea obtenido de una entrevista en terreno o al momento de la mujer tener un nuevo hijo, en general son muy alentadoras.

La estimación de la mortalidad infantil a partir de censos o encuestas, está poco afectada por sesgos propios del procedimiento. De los dobles nacimientos en el año, sólomente tiene cierta importancia la existencia de mellizos, pero en el caso particular el sesgo no alcanza más del 5 por ciento. Otra fuente de posible sesgo, que también se ha demostrado que tiene poca importancia, es la estimación de las defunciones correspondientes a nacimientos

del año anterior al considerado, que podría estar afectada por considerar un factor de separación erróneo.

Lo que sí parece ser un serio factor de errores en la estimación de la mortalidad infantil por este procedimiento, es la mala calidad de los datos recogidos. Se han podido establecer varias causas que producirían problemas con la recolección fidedigna de la información, que afecta tanto a la ubicación correcta de los últimos nacimientos, así como su condición de sobrevivencia: omisión de nacimientos que han fallecido posteriormente, omisión de nacimientos dado en adopción, errores en la fecha de nacimiento, muertes fetales consideradas como nacimientos y muertes correspondientes.

En definitiva, pareciera que el camino para obtener buenas estimaciones de la mortalidad infantil en el año anterior a un censo, a partir de la sobrevivencia del último hijo, pasa necesariamente por el esfuerzo en mejorar la recolección de los datos en el terreno. En ese sentido, los esfuerzos deben realizarse hacia el logro de una mejor forma de confeccionar las preguntas, así como a una buena instrucción a los entrevistadores. Estos dos elementos parecen ser los que han conducido a cierto éxito en las últimas experiencias de América Latina.

La situación del procedimiento basado en la sobrevivencia del nacimiento previo que se registra en hospitales es más compleja, por el mayor número de sesgos que parece afectarla. Aún así, hasta la versión más simplificada propuesta originalmente por Brass-Macrae, parece conducir a buenas estimaciones de la mortalidad en la niñez de la población en estudio.

Aunque el probable error de considerar un intervalo intergenésico medio de 30 meses, no parece tener mucha importancia, en los casos en que sea posible, la inclusión de las fechas de nacimiento y muerte de los niños podría ser de gran utilidad, pues eliminaría totalmente este sesgo y podría estimarse la mortalidad por edades en los primeros años de vida.

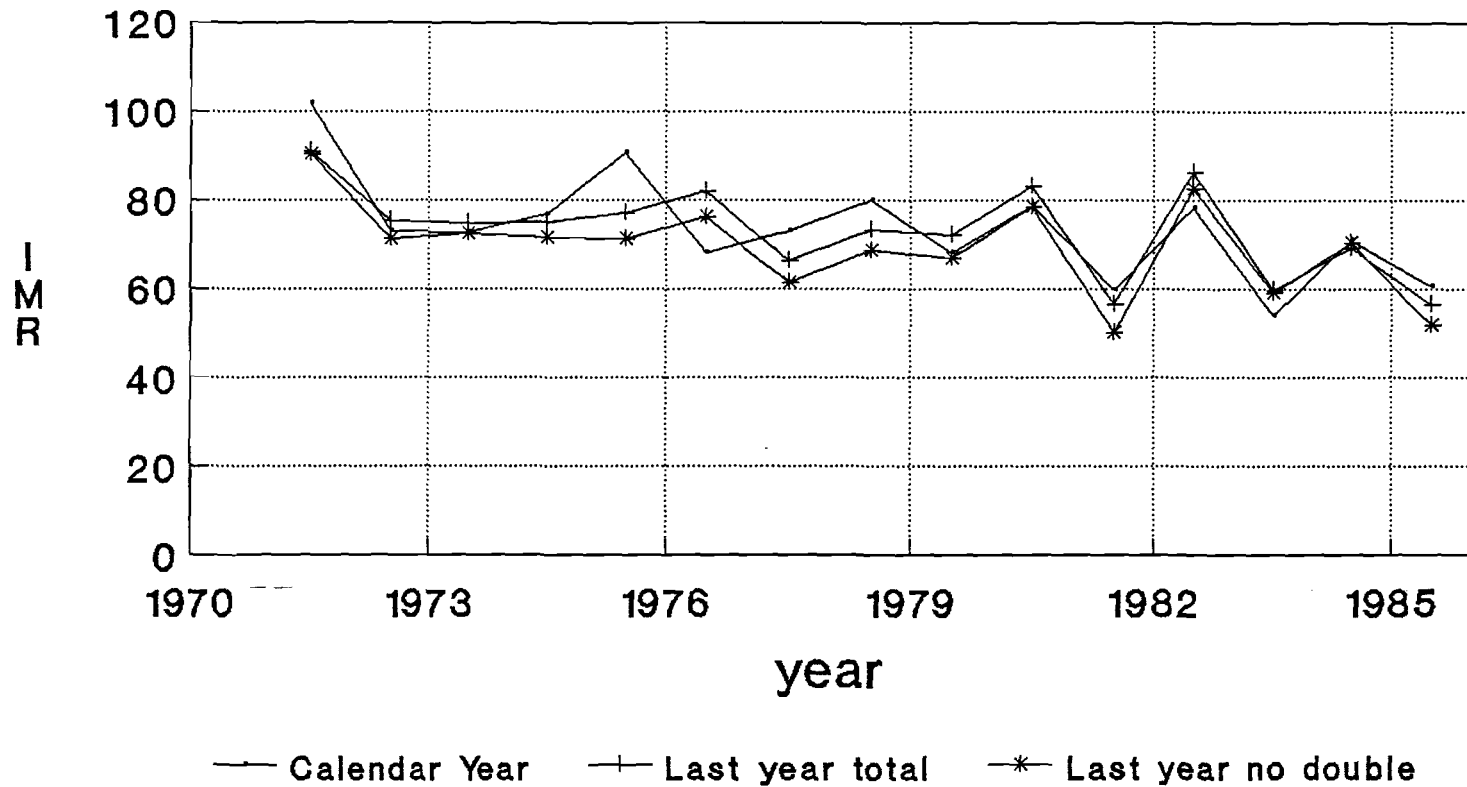
En el procedimiento del hijo previo, si se desean estimaciones representativas de un área determinada, el peligro mayor radica en la selectividad de las mujeres que asisten a maternidades a atenderse de un parto. Se ha encontrado, como en otros estudios una importante diferencia de la mortalidad según sea el lugar de atención al parto. En general quedarían fuera de estudio las mujeres que no asisten a hospitales, que en general presentan más altos factores de riesgo de muerte de sus hijos. Además, deberían seleccionarse los centros de salud de manera que sean representativos de la población, pues podría ser que se seleccionen erróneamente aquellos de alto riesgo o clínicas donde se atienden mujeres de clase alta.

La selectividad no sería problema si lo que se pretende es hacer el seguimiento de la mortalidad en la niñez de la población atendida por cierto centro. Además siempre es posible seleccionar, teniendo en cuenta sus características, un número de hospitales que permitan tener una idea de lo que sucede en el país con este indicador.

DOMINICAN REPUBLIC: Infant Mortality

Demographic Health Survey

Last child from census and survey

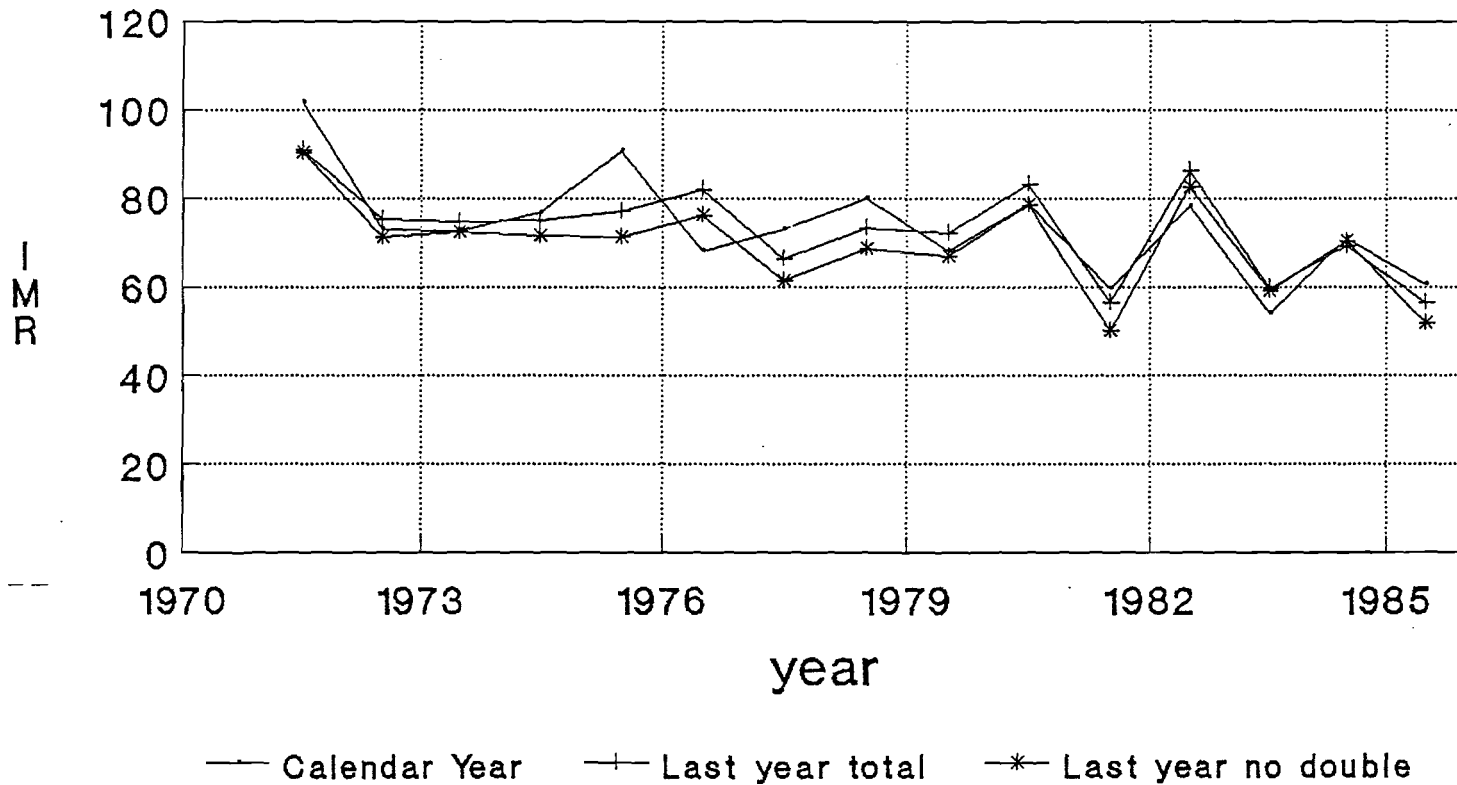


Juan Chackiel and Hew Gough

DOMINICAN REPUBLIC: Infant Mortality

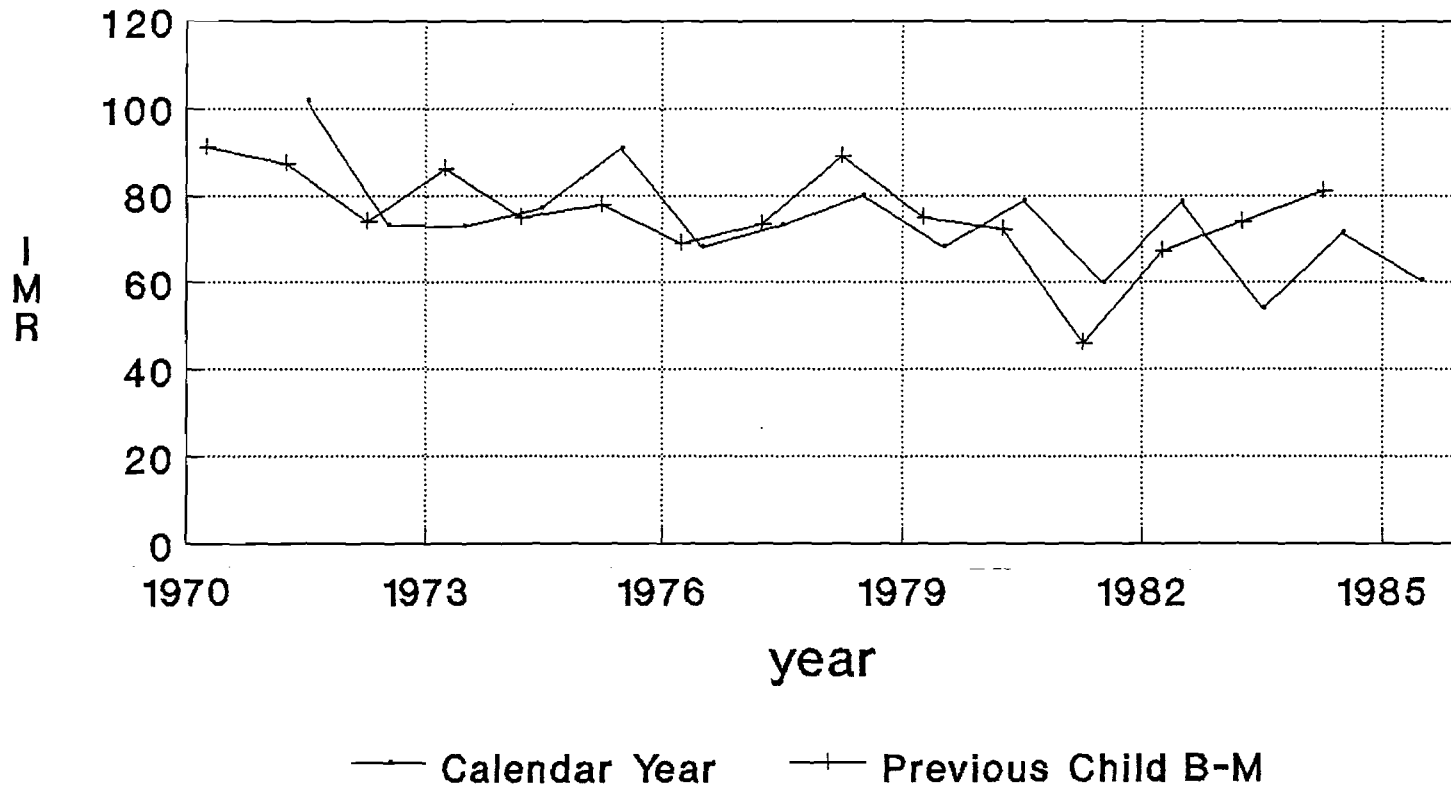
Demographic Health Survey

Last child from census and survey



Juan Chackiel and Hew Gough

DOMINICAN REPUBLIC: Infant Mortality Demographic Health Survey Previous Child Brass-Macrae

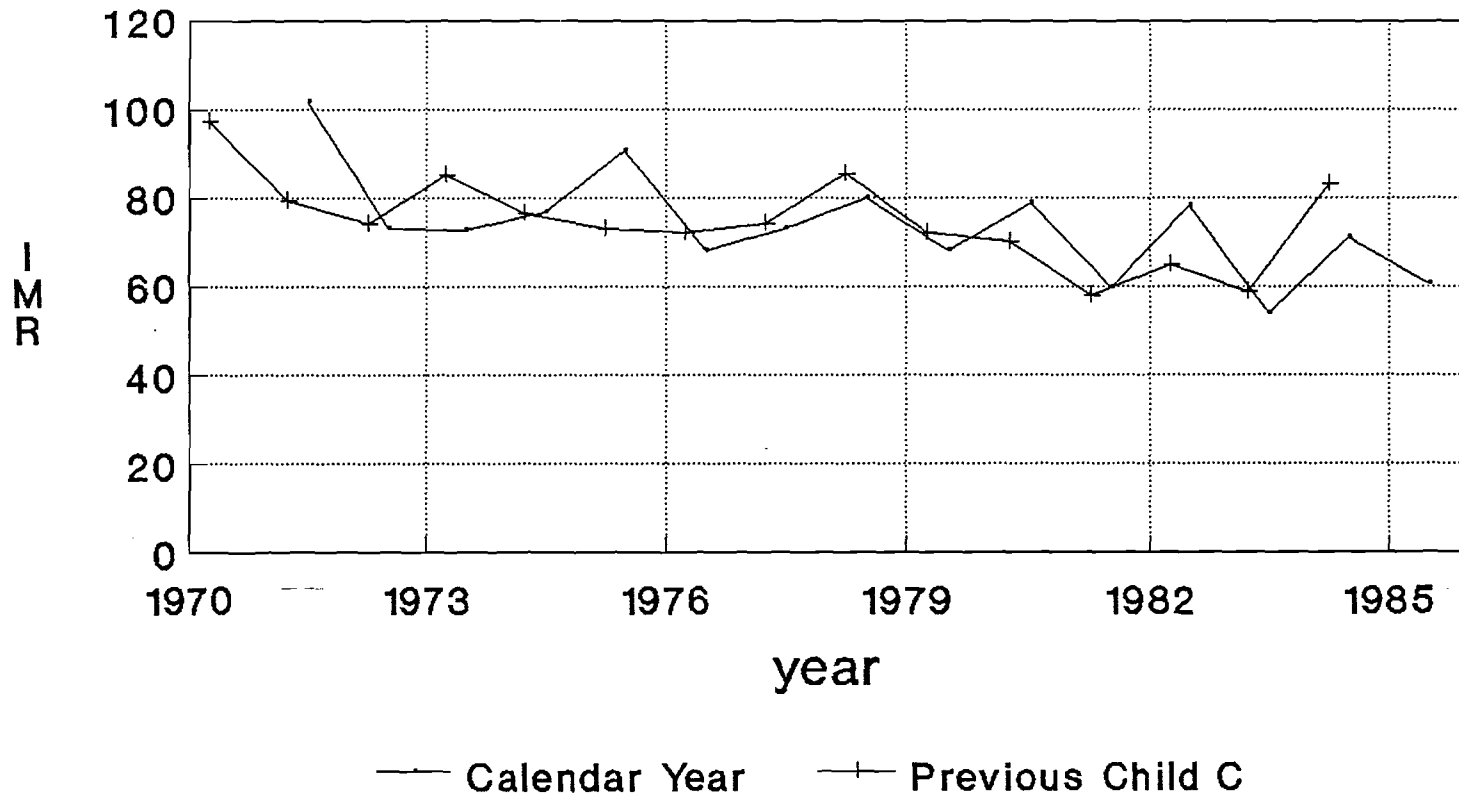


Juan Chackiel and Hew Gough

DOMINICAN REPUBLIC: Infant Mortality

Demographic Health Survey

Previous Child CELADE



Juan Chackiel and Hew Gough