

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

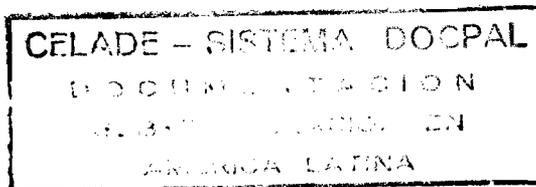
LA MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADA POR EL METODO DEL HIJO PREVIO.  
RESULTADOS DE TRES ESTUDIOS REALIZADOS EN HOSPITALES DE SANTIAGO  
DEL ESTERO, CAFAYATE (SALTA) E INGENIERO JUAREZ (FORMOSA)  
EN EL NORTE ARGENTINO

M  
Sonia Mychaszula (CENEP)  
Jorge L. Somoza (CENEP)



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



LA MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADA CON EL MÉTODO DEL HIJO PREVIO.  
RESULTADOS DE TRES ESTUDIOS REALIZADOS EN HOSPITALES DE SANTIAGO  
DEL ESTERO, CAFAYATE (SALTA) E INGENIERO JUÁREZ (FORMOSA), EN EL  
NORTE ARGENTINO.

Sonia M. Mychaszula (CENEP)  
Jorge L. Somoza (CENEP)

ANTECEDENTES

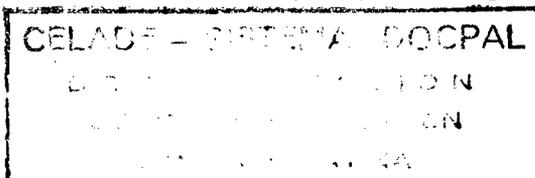
En 1981, en ocasión de la Conferencia General de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población realizada en Manila, el Prof. Brass nos informó del reciente desarrollo de un método, muy simple y económico, que permite medir la mortalidad al comienzo de la vida a partir de información sobre la sobrevivencia del hijo previo de una mujer que asiste a un hospital a dar a luz. Desde que lo conocimos el método nos entusiasmó.

Impulsamos su aplicación desde el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), lo que condujo a un experimento en Paraguay (Hochsztajn de López, 1983).

La aplicación en la Argentina se inició en el Hospital Rural de Junín de los Andes (HRJA), provincia del Neuquén, en setiembre de 1985, con resultados satisfactorios. Este ejercicio continúa desde entonces y contó con el apoyo del International Development Research Centre (IDRC) desde marzo de 1987 a setiembre de 1989. Como sobre la exitosa experiencia de Junín de los Andes se informa en otro documento presentado en esta reunión preferimos no ocuparnos de él especialmente, lo que no impide, desde luego, citar algunos resultados aquí cuando sea oportuno.

El apoyo del IDRC no se limitó al estudio de Junín de los Andes. En el "Taller Latinoamericano sobre salud y mortalidad perinatal e infantil" auspiciado por el Centro de Estudios de Población (CENEP) y el IDRC en Buenos Aires, entre el 25 y el 29 de noviembre de 1985, se planteó la posibilidad de extenderlo a otros hospitales que sirven a poblaciones de muy bajo nivel de vida y de las que se desconoce la mortalidad infantil por ser las estadísticas vitales muy deficientes.

Originariamente la idea del proyecto "Infant Mortality Methodology, 3-P-86-0213-01" fue dar apoyo a la investigación de Junín de los Andes y extenderla a dos hospitales del Noroeste argentino, uno ubicado en la ciudad de Santiago del Estero y el otro en Cafayate, provincia de Salta. La razón de esta selección fue que en esos lugares residían el Lic. Fernando L. Rojo (Santiago del Estero) y el



Dr. Heriberto Nanni (Cafayate) que se interesaron en ensayar el método cuando lo conocieron en el Curso Regional Intensivo de Demografía, organizado por la Universidad Nacional de Salta y el CELADE, que tuvo lugar en Salta entre abril y julio de 1986.

A los tres hospitales seleccionados inicialmente se agregó un cuarto hospital del Noreste argentino, localizado en Ingeniero Juárez (provincia de Formosa), debido al interés manifestado por la Secretaría de Salud de la Nación. Existía una estrecha vinculación entre esta Secretaría y autoridades sanitarias de la provincia y el caso ofrecía el atractivo de que la población que se intentaba estudiar, que corresponde a la que sirve el Hospital Rural de Ingeniero Juárez, es en su mayoría aborigen y vive en una situación de extrema pobreza. A fin de zanjar el problema de falta de recursos para la inclusión de este estudio se convino en dividir entre los cuatro hospitales los recursos que el IDRC había destinado a tres. Esto se hizo, desde luego, con la aprobación de las partes interesadas.

Resumiendo, los tres hospitales cuya experiencia describimos en este documento tienen en común servir a poblaciones de un nivel socioeconómico muy bajo. En términos relativos el caso de Ingeniero Juárez parece ser el extremo. Algunos indicadores sobre analfabetismo, que veremos más adelante, pueden dar una idea del nivel de vida de las poblaciones estudiadas.

Por otra parte -destacamos la importancia de este punto- las estadísticas de mortalidad infantil son deficientes. Según ellas la provincia de Santiago del Estero tendría en torno a 1980 la mortalidad de menores de un día más baja del país (0.0, 0.28 y 0.36 por mil en 1979, 1980 y 1981, respectivamente, según Rojo, 1986), lo que resulta inaceptable atendiendo a sus características socioeconómicas muy desfavorables. Por el mismo motivo, tampoco es aceptable que la mortalidad infantil del departamento Matacos, donde se ubica Ingeniero Juárez, sea la más baja de la provincia de Formosa en 1981 (Rubiano, 1986).

El proyecto se inició con un viaje de Jorge Somoza del CENEP, en junio de 1987, a las capitales provinciales de los lugares en los que se realizarían las experiencias, a fin de invitar a las personas que tendrían responsabilidad en la recolección de la información a un taller que tuvo lugar en el CENEP (Buenos Aires) los días 25 y 26 de junio de 1987. Se preparó un informe (Somoza, 1987) para esa reunión, en el que se exponía el método del hijo previo y se ilustraba su aplicación a los datos recopilados por el HRJA entre setiembre de 1985 y mayo de 1987. Pese al tamaño reducido de la población investigada (324 mujeres con hijo previo) la

estimación de la tasa de mortalidad infantil (40 por mil) resultaba plausible y se colocaba claramente por encima del valor calculado con las estadísticas vitales (30 por mil). En el taller participaron dos representantes por cada uno de los hospitales en los que se desarrollaría el estudio, un representante del CELADE (Carmen Arretx) además, claro está, de personal del CENEP directamente interesado en el tema de la mortalidad infantil.

Aparte de examinarse ese informe de trabajo se diseñó, en el corto tiempo disponible, el formulario uniforme que se emplearía en los cuatro hospitales y se redactaron las instrucciones para la recolección de la información. Ambas tareas se realizaron con entusiasmo y eficiente ayuda de los representantes de los hospitales en los que se desarrollaría el estudio. El formulario, de un tamaño más apropiado que el usado hasta entonces en Junín de los Andes, resultó de introducir sólo pequeñas modificaciones a éste.

Para terminar, informamos que en junio y julio se reprodujeron el formulario y las instrucciones, iniciándose la labor de recolección en las fechas que se indican en el cuadro 1.

Cuadro 1

Información sobre registros del hijo previo en cuatro hospitales.

Localidad	Santiago del Estero	Cafayate	Ingeniero Juárez	Junín de los Andes
Período de registro	01/10/87 31/03/89	22/08/87 17/11/88	10/09/87 31/03/89	10/09/85 31/03/89
Total de registros	2049	429	385	966
Total de hijos previos	1480	332	272	727
Total de muertes	80	14	14	33
Muertes infantiles	74	13	11	28
Tasa de mortalidad infantil (por mil)	50.0	39.2	40.4	38.6

### LOS RESULTADOS OBTENIDOS

En lo que sigue examinaremos la experiencia de cada hospital. Parece oportuno señalar, antes de continuar, que no describimos aquí el método del hijo previo por razones de brevedad, para no extender este documento más allá de lo conveniente, y por

haber sido ya presentado cabalmente por sus autores (Brass y Macrae, 1985) y en un trabajo reciente en español (Guzmán, 1988). Baste aclarar que, como se puede ver en el formulario utilizado para registrar la información (disponible en esta reunión para los participantes interesados), seguimos la idea del CELADE en el sentido de incluir preguntas sobre las fechas de nacimiento y muerte del hijo previo, lo que permite el cálculo directo de la mortalidad infantil.

### 1. Santiago del Estero

El apoyo inicial para este estudio provino del Lic. Fernando L. Rojo, de la Universidad Nacional de Santiago del Estero, que supo obtener el apoyo formal del director del Policlínico Regional del lugar. Este policlínico sirve a una población muy numerosa. La cantidad de mujeres registradas con hijo previo entre el 1 de octubre de 1987 y el 31 de marzo de 1989 fue cerca de 4000, lo que hace que la población cubierta por este hospital sea, por mucho, la mayor entre las cuatro estudiadas. Sin embargo, por las razones que más adelante veremos, los resultados que presentamos en este documento se basaron en sólo 2049 registros (ver cuadro 1).

La fecha de iniciación (octubre de 1987) mostró ya una diferencia con la de los otros dos hospitales que se integraron al estudio, en los que el trabajo de recolección comenzó en agosto y setiembre. La razón fue que se requería la aprobación de las autoridades sanitarias provinciales. Esta traba burocrática explica la demora y fue el primer indicio de que no tendríamos en este caso la relación fluida e informal que se estableció en los otros.

Tanto Rojo, como el director del Policlínico, participaron activamente en el taller de junio de 1987 en Buenos Aires. Las actitudes posteriores fueron muy diferentes. De parte de Rojo se contó siempre con su apoyo entusiasta, aunque acaso insuficiente frente al tamaño muy grande de la población estudiada y, principalmente, frente a la incapacidad de las registradoras. El director, en cambio, se desentendió de la investigación.

Debemos informar que la supervisión fue menor que la aconsejable. Un viaje de Sonia Mychaszula del CENEP en abril de 1988 y otro de José M. Guzmán del CELADE en setiembre del mismo año. Esto es lo que estaba contemplado en el proyecto. La escasa supervisión quizás no sea la causa principal de los resultados un tanto deficientes. Creemos que lo crítico aquí, como esperamos demostrarlo, fue la incapacidad para recopilar la información en forma adecuada de por lo menos una de las dos registradoras. En el estudio de Junín no hubo mayor supervisión que en el de Santiago del Estero y se obtuvieron allí resultados satisfactorios.

Llegamos así al punto crucial a nuestro juicio: el de la incapacidad de las entrevistadoras para recolectar bien la información. Esto puede deberse a la falta de un adiestramiento adecuado, a la carencia de motivación, a la ya mencionada escasa supervisión, a una retribución que, tomando en cuenta el número elevado de casos, resultaba poco remunerativa o, lisa y llanamente, a la falta de capacidad para entender en qué consiste el método.

Creemos de mucho valor la investigación realizada comparando los resultados obtenidos por la encuestadora 2 con los de la encuestadora 3. Un tercer registrador, el número 1, trabajó un período muy corto y efectuó muy pocos registros (8). Su inclusión haría más confusa, en lugar de aclarar, la comparación.

En el cuadro 2 se comparan promedios trimestrales sucesivos que muestran las tasas de mortalidad infantil resultantes de los datos recogidos por cada una de las encuestadoras (2 y 3). Se presentan también los números absolutos mensuales de hijos previos y de muertes infantiles registrados. Puede advertirse que la encuestadora 2 registró muy pocos casos en junio de 1988 y ninguno en julio, lo que se debió a que estuvo ausente con permiso por maternidad.

Cuadro 2

Policlínico Regional de Santiago del Estero. Total de hijos previos e hijos previos fallecidos antes de cumplir el primer año de edad, registrados entre el 1/10/87 y el 31/3/89, por mes de registro y encuestadora.

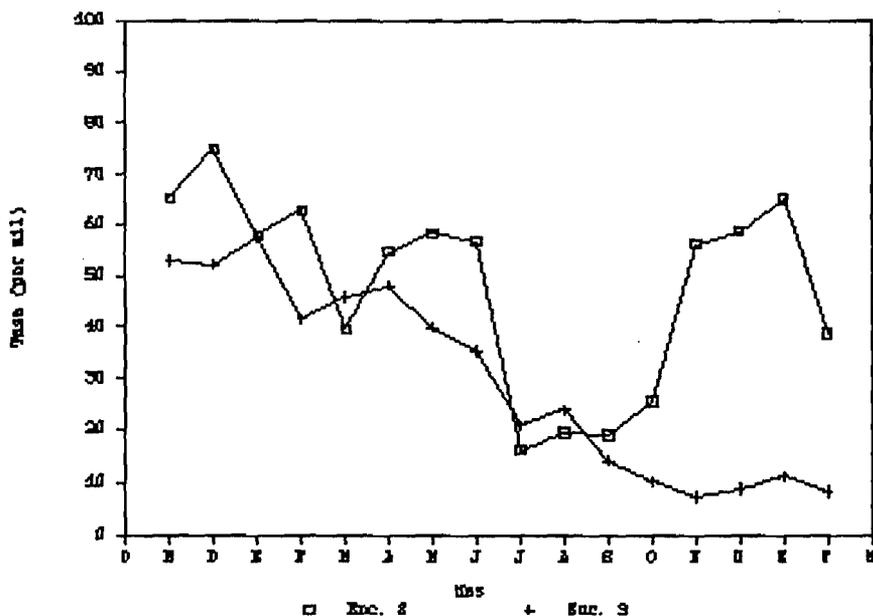
Año	Mes	Encuestadoras 2 y 3			Encuestadora 2			Encuestadora 3		
		Total	Fallecidos	Tasa *	Total	Fallecidos	Tasa *	Total	Fallecidos	Tasa *
1987	Octubre	183	10		97	8		86	2	
	Noviembre	207	12	58.0	85	7	65.3	122	5	52.8
	Diciembre	196	12	63.7	63	1	75.0	133	11	51.9
1988	Enero	225	16	57.6	172	16	57.8	53		57.3
	Febrero	239	10	51.7	163	6	62.9	76	4	41.6
	Marzo	271	12	43.8	15		39.5	256	12	45.7
	Abril	221	10	48.9	50	3	54.5	171	7	48.0
	Mayo	264	15	42.7	45	3	58.3	219	12	39.9
	Junio	194	4	36.9	8		56.6	186	4	35.1
	Julio	165	4	20.3			16.1	165	4	20.9
	Agosto	182	3	22.3	54	1	19.4	128	2	23.8
	Setiembre	237	6	16.2	152	3	19.0	85	3	14.2
	Octubre	197	1	15.9	57	1	25.5	140		10.2
	Noviembre	194	3	24.1	26	2	56.1	168	1	7.3
	Diciembre	232	11	24.5	131	9	58.5	101	2	8.9
1989	Enero	228	2	30.4	48	1	65.0	180	1	11.3
	Febrero	230	8	23.6	67	6	38.7	163	2	8.4
	Marzo	263	7		247	7		16		
Total		3928	146	37.2	1480	74	50.0	2448	72	29.4

Nota: \* Tasas por mil, promedios trimestrales.

El gráfico 1 representa las tasas del cuadro 2. La conclusión es clara: la mortalidad infantil que resulta de la información recogida por la entrevistadora 2 es, salvo unas pocas excepciones, sistemáticamente mayor que la que se deriva de los datos recogidos por la 3.

Gráfico 1

Policlínico Regional de Santiago del Estero. Tasas de mortalidad infantil por mil (promedios trimestrales) por encuestadora. 1/10/87-31/3/89.



Ya que las diferencias crecen hacia los últimos meses del estudio, decidimos elaborar la información de cada encuestadora para dos subperíodos: 1 de octubre de 1987 a 31 de mayo de 1988 y 1 de junio de 1988 a 31 de marzo de 1989. La fecha del corte obedece a que las tasas mensuales de mortalidad infantil calculadas con el total de registros muestran un cambio de nivel muy importante entre esos dos subperíodos. Encontramos así que las tasas de mortalidad infantil derivadas de la información de la encuestadora 2 son 63.8 y 38.0 por mil para el primer y segundo subperíodos, respectivamente, mientras que resultan 47.5 y 14.3 por mil de acuerdo a los datos de la encuestadora 3. Un cambio tan brusco y un nivel tan bajo como 14.3 por mil nos llevó a comparar la distribución por edades de las muertes de cada encuestadora y

subperíodo, encontrando otro claro indicador de la peor calidad de la información de la encuestadora 3: el peso de las muertes menores de una semana entre las registradas por 3 desciende de 46.7 por ciento en el primer subperíodo a 15.8 en el segundo. Hay, creemos, un deterioro en este indicador en ambos casos, ya que los respectivos porcentajes de 2 son 61.4 y 46.7 por ciento, pero es mayor en 3 que en 2.

La prueba más contundente sobre la mala calidad de los datos recogidos por 3 se tiene en casos concretos, que pudimos detectar porque a los registros previstos en el formulario se agregó el número de historia clínica. Este número nos permitió comparar la información dada por las mujeres que concurren en dos ocasiones sucesivas al hospital a dar a luz. Los casos detectados (representativos posiblemente de otros que no se pueden detectar) son los siguientes:

<u>Primer ejemplo</u>	Fecha de nacimiento		HV	HF
	hijo actual	hijo previo		
1 <sup>er</sup> registro	11/10/87	23/1/86	2	0
2 <sup>o</sup> registro	29/7/88	23/1/86	2	1

La encuestadora (o la madre informante) en la segunda ocasión confundió al hijo previo aparentemente fallecido, porque el número de hijos fallecidos pasa de 0 a 1, con el hijo previo sobreviviente.

Errores similares se han cometido en los censos cuando se ha investigado la sobrevivencia del último hijo (Somoza, 1987). Chackiel y Gough (1989) han señalado la semejanza de ambas situaciones.

<u>Segundo ejemplo</u>	Fecha de nacimiento		Fecha de muerte	HV	HF
	hijo actual	hijo previo	hijo previo		
1 <sup>er</sup> registro	3/11/87	5/12/86	13/12/86	0	1
2 <sup>o</sup> registro	28/11/88	no tiene		0	0

Aquí la encuestadora (o la madre) ignora, como en el ejemplo anterior, al hijo previo que ha fallecido y, además, al nacido el 3/11/87 que posiblemente también haya fallecido.

En los dos ejemplos se comete un error serio que conduce a subestimar la mortalidad infantil del hijo previo. Ambos casos corresponden a la encuestadora 3, que es de quien se sospecha trabajó con menos eficiencia.

Dos conclusiones es importante sacar a esta altura del desarrollo. Una vinculada a la investigación de Santiago del Estero y la otra general.

En relación con Santiago del Estero decidimos, en vista de lo encontrado, presentar aquí sólo los resultados de la encuestadora 2 y simplificar la presentación no tomando en cuenta los que se derivan de los datos de la 3. En la experiencia del CELADE en Honduras ya se procedió de un modo similar eliminando los registros correspondientes a dos entrevistadoras que habían trabajado con un nivel de eficiencia notablemente inferior al resto (CELADE Y UNICEF, 1985).

Vale la pena señalar, sin embargo, que la mortalidad infantil estimada con toda la información y con la de las encuestadoras 2 y 3 por separado resulta 37.1 por mil, 50.0 por mil y 29.4 por mil, respectivamente, superior en los tres casos al 27.3 por mil que se obtiene de las estadísticas vitales para el departamento Capital en 1980-81 y al 27.5 por mil de los departamentos Capital y La Banda en los mismos años (se carece de estadísticas vitales por departamento para años más recientes). En ambos departamentos reside gran parte de la población servida por el hospital. A modo de referencia podemos decir que la mortalidad infantil de toda la provincia según la misma fuente era de 34.4 por mil, mayor que la de dichos departamentos, en 1980-81 y de 26.0 por mil en 1985-86, período este último al que se puede referir aproximadamente la estimación obtenida mediante el método del hijo previo.

La conclusión general es que en el método del hijo previo, al igual que en la investigación sobre la sobrevivencia del último hijo en un censo, hay que estar prevenido ante la posibilidad de una omisión selectiva de hijos previos fallecidos. Ella tendería a subestimar el valor real de la tasa de mortalidad infantil.

A continuación comentamos los resultados obtenidos, los que se pueden ver con más detalle en las tablas 1.1 a 1.6 del Anexo.

La pregunta incluida en el formulario acerca del lugar de residencia de las madres, cuyo propósito inicial era dar una idea de la distribución por residencia urbana-rural de la población estudiada, nos permitió conocer que 1305 sobre 2049 (64 por ciento) de las mujeres registradas reside en el lugar del hospital, en este caso, la ciudad de Santiago del Estero que se clasifica, sin duda, como residencia urbana. Sin embargo no es posible considerar rural la residencia del 36 por ciento restante de mujeres que declaró vivir fuera del pueblo. Sucede que una parte importante de ese resto reside en la localidad urbana de La Banda. La diferencia en el pueblo-fuera del pueblo no significa pues en este caso, y tampoco en Cafayate e Ingeniero Juárez, diferencia

urbana-rural. Veremos más adelante que la mortalidad infantil de los hijos previos de mujeres residentes en la ciudad de Santiago del Estero es sólo levemente inferior a la de los hijos de las que residen fuera de ella.

El promedio de años de estudio aprobados por las mujeres que concurren al hospital a dar a luz es bajo (6.2) teniendo en cuenta que la población que se considera es de más de 15 ó 20 años de edad, y el porcentaje de analfabetismo funcional (personas con hasta 3 años de estudios aprobados) alcanza a 18.4 por ciento.

El promedio de hijos por mujer de toda la población investigada, que puede ser considerada una muestra más representativa de la población total, es muy parecido al de las mujeres con hijo previo. En ambos casos supera a 6 hijos en el grupo de mujeres de 35 años y más de edad (6.33 y 6.71 para el total de mujeres y las con hijo previo, respectivamente).

En cambio, la comparación de la distribución por edad de ambos grupos de mujeres permite advertir la presencia de una fuerte representación de "menores de 20 años" en el grupo con hijo previo (25 por ciento contra 21 del total de mujeres), cuyos hijos tienen una mortalidad infantil superior a la media, según se verá más adelante. Como contrapartida, se nota una representación menor de mujeres de 35 años y más en el grupo de mujeres con hijo previo que en el de todas las mujeres (7 y 13 por ciento, respectivamente. También más adelante, una tipificación que toma en cuenta la edad de la madre mostrará que la diferencia en la composición por edades de ambos grupos de mujeres tiene poca influencia en el nivel estimado de mortalidad infantil.

La edad media de las madres crece a medida que aumenta el orden del nacimiento, comportamiento que es coherente con el esperado.

Se advierte cierta semejanza entre la distribución de los nacimientos según intervalos intergenésicos observada en Santiago del Estero y otra de alta fecundidad (Italia, 1978) presentada en Brass-Macrae (1985), aunque llama la atención el peso mucho mayor en la primera (ocurre también en Cafayate e Ingeniero Juárez) de intervalos de menos de un año y la persistencia de frecuencias relativamente altas para intervalos de 8 años y superiores (lo que acaso sea consecuencia de omisión en la etapa de registro). El intervalo intergenésico medio observado es 3 años, levemente mayor que el 2.7 de la distribución de Italia (1978).

El 75 por ciento de los nacimientos de hijos previos ocurrieron entre enero de 1985 y 1988, aunque sólo un 1 por ciento ocurrió en el último año citado. La mediana se ubica en el día 6 de marzo de 1986.

La mortalidad infantil estimada, de 50 por mil, resulta mayor, como se espera, para varones (62.9 por mil) que para mujeres (35.0 por mil) y levemente inferior en la ciudad de Santiago del Estero (48.8 por mil) que en el resto, o sea en zona rural y otras ciudades menores cercanas a la capital provincial (52.2 por mil). Menor aún es la diferencia de la mortalidad infantil de hijos de mujeres no analfabetas (49.7 por mil) y analfabetas funcionales (51.1 por mil). Una diferencia tan pequeña no tiene significación y hace dudar, una vez más, de la calidad de los datos. La variación de la mortalidad según el orden de nacimiento no muestra el comportamiento esperado; lo único cierto parece ser que la mortalidad infantil es mayor para nacimientos de órdenes elevados (65.4 por mil para órdenes 4 y más). Por último, la mortalidad infantil según la edad de la madre resulta, como se sabe, de un nivel mayor a la media para mujeres menores de 20 años (64.3 por mil) pero no sigue la tendencia esperada entre los grupos 20-29 y 30 y más. Cuando se comparan estos resultados con los obtenidos en el HRJA, en el que las estimaciones reflejan tendencias conocidas y probadas en poblaciones con buenos registros de hechos vitales, se concluye que en el caso de Santiago del Estero, si bien se ha avanzado en el conocimiento de la mortalidad infantil, la calidad de los datos deja mucho que desear.

Las tasas tipificadas aplicando las obtenidas para las diferentes categorías de mujeres con hijo previo a la población total de madres registradas, la que se supone representa mejor que la primera a la población total, se aproximan en todos los casos a 50 por mil.

Finalmente, y a pesar de que no era objetivo del estudio, calculamos la probabilidad de morir entre 1 y 2 años de edad ( ${}_1q_1$ ). El resultado es 4.3 por mil y combinado con el 50 por mil de mortalidad infantil, nos permite estimar un valor de 54.1 por mil para la probabilidad de morir entre el nacimiento y los 2 años de edad ( ${}_2q_0$ ).

## 2. Cafayate

Como dijimos anteriormente, fue un ex-alumno del curso de Demografía de Salta, el Dr. Heriberto Nanni que trabajaba en el Hospital Rural de Cafayate, quien tuvo la iniciativa de proponer este lugar para experimentar con el método del hijo previo a fin de medir la mortalidad infantil.

Acompañado por el Dr. Mario Arias concurreó al taller llevado a cabo en Buenos Aires en junio de 1987 y participó activamente en él.

El Dr. Heriberto Nanni tuvo a su cargo la organización del trabajo en el hospital de Cafayate que sirve a una población pequeña. El número total de registros fue de sólo

429 de los cuales 332 correspondieron a casos con hijos previos (ver cuadro 1).

El trabajo fue hecho casi sin supervisión. Sólo en una ocasión, en abril de 1988, Sonia Mychaszula del CENEP realizó un viaje al lugar.

El Dr. Nanni dejó de trabajar en Cafayate en noviembre de 1988, razón por la cual la investigación se dio por terminada en esa época.

El tamaño reducido de la población nos obliga a examinar con cautela los resultados.

La mortalidad infantil estimada, de 39 por mil, supera al 32 por mil correspondiente a 1986 calculado con las estadísticas vitales inéditas de la provincia. Conviene recordar que se carece de datos publicados por departamento para años recientes. Sin embargo, no es seguro que 39 por mil represente el valor real. Como de costumbre, nos inclinamos a pensar que subestima el verdadero nivel por la falta de coherencia de algunos resultados. En el HRJA, en cambio, con un orden similar de casos observados hasta junio de 1987 (fecha del taller de Buenos Aires) se encontraron valores y comportamientos coherentes.

Examinaremos los resultados que se presentan en las tablas 2.1 a 2.6 del Anexo teniendo presente lo visto en Santiago del Estero.

De las 429 mujeres que concurrieron al hospital a dar a luz, 298 (69 por ciento) lo hicieron desde el mismo pueblo. El resto lo hizo desde zona rural u otras localidades cercanas.

El promedio de años de estudio aprobados de las mujeres atendidas por el hospital de Cafayate (6.9) es levemente superior al de las mujeres atendidas por el Hospital Regional de Santiago del Estero. En cambio, el porcentaje de analfabetas funcionales de las primeras es 14.0 por ciento, inferior al 18.4 de las últimas.

El promedio de hijos por madre calculado con el total de los registros es muy similar al correspondiente a mujeres con hijo previo. Este promedio se acerca a 8 hijos por mujer entre las que tienen 35 años o más de edad en ambos casos.

Menos satisfactoria es la comparación entre la estructura por edades de ambas poblaciones, de la que no se desprende un sentido claro de la diferencia, como tampoco, según veremos más adelante, se manifiesta un comportamiento esperado en la variación de la mortalidad infantil según la edad de la madre.

Como en el caso de Santiago del Estero, es razonable la variación de la edad media de las madres con el orden de los nacimientos.

La comparación de la distribución de los nacimientos por amplitud del intervalo entre el hijo previo y el actual de Cafayate con el modelo usado como patrón (Italia 1978) muestra alguna semejanza entre Santiago del Estero y Cafayate: una proporción muy elevada de casos de intervalos menores a 1 año y una ponderación también mayor de intervalos de 9 años y más. Como dijimos antes, esto último puede estar reflejando problemas de calidad de la información. El intervalo intergenésico medio de Cafayate es de 2.9 años.

El 75 por ciento de los nacimientos de hijos previos se concentra entre agosto de 1984 y 1987 y la mediana de la distribución se ubica el 16 de diciembre de 1985.

La mortalidad infantil, de 39.2 por mil, resulta mayor para los varones (48.2 por mil) que para las mujeres (30.1 por mil). Las tasas según residencia de la madre indican una mortalidad menor de los hijos de las residentes en el pueblo (34.9 por mil) que de los hijos de las mujeres rurales o de otros pueblos cercanos a Cafayate (48.5 por mil). Es aún más clara, y tal vez algo exagerada, la diferencia de mortalidad entre hijos de madres no analfabetas (28.9 por mil) y analfabetas funcionales (90.9 por mil). La tasa según el orden del nacimiento varía en contra de lo esperado, quizás por la pequeñez de los números que se manejan; la mortalidad disminuye con el orden a partir de 2 ó 3, tomando los valores 57.1, 40 y 29.6 por mil para los órdenes 2, 3 y 4 y más, respectivamente. Tampoco se observa la asociación conocida entre mortalidad infantil y edad de la madre ya que las tasas se ubican en 26.7, 46.8 y 34.9 por mil para los grupos de mujeres menores de 20 años, de 20 a 29 y de 30 años y más, respectivamente.

Como en Santiago del Estero, es pequeño el efecto que tienen, sobre la mortalidad estimada, las diferencias entre las estructuras según cada variable del total de madres y de madres con hijo previo, salvo cuando se tipifica por analfabetismo.

La probabilidad de morir entre 1 y 2 años ( ${}_1q_1$ ) es 4.0 por mil y la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta los 2 años de edad ( ${}_2q_0$ ) resulta 43.0 por mil.

### 3. Ingeniero Juárez

En este caso la iniciativa del estudio provino de la Secretaría de Salud de la Nación. Los contactos en Formosa fueron la Ing. Inés González de Rubiano, funcionaria del Ministerio

de Salud Pública de la provincia, el Dr. Hilario Ferrero, director del Hospital Rural de Ingeniero Juárez, y la Lic. Susana Somoza.

Al taller realizado en Buenos Aires en junio de 1987 concurren Inés G. de Rubiano y Susana Somoza, quienes tuvieron una activa participación en el diseño del formulario.

La población atendida por el hospital es la menor de todas las investigadas y, como se ha dicho ya, la de nivel socioeconómico más bajo. El número total de madres registradas fue 385 y 272 tenían hijo previo (ver cuadro 1).

Como en el caso de Cafayate, sólo fue posible hacer un viaje de supervisión. Lo hizo Jorge Somoza del CENEP en junio de 1988, pero viajó a Formosa y no a Ingeniero Juárez porque éste es un lugar remoto de difícil acceso. Se efectuó allí una reunión con el Dr. Ferrero, Susana Somoza e Inés G. de Rubiano en la que se hizo un análisis de la información recogida hasta entonces.

El examen de los resultados, que se pueden ver con más detalle en las tablas 3.1 a 3.6 del Anexo, nos indica que de las 385 mujeres que concurren al hospital a dar a luz, 270 (70 por ciento) viven en el pueblo.

El promedio de años de estudio aprobados del total de mujeres registradas es de sólo 4.3 años, mucho menor que el 6.2 de las mujeres registradas en Santiago del Estero y el 6.9 de las de Cafayate. El porcentaje de analfabetas funcionales es 44.4 por ciento, muy superior al 18.4 observado en Santiago del Estero y al 14.0 de Cafayate, e indica, de alguna manera, el bajo nivel de vida de esta población. La fecundidad, medida por el promedio de hijos por madre, es superior en todos los grupos de edades al de las otras dos poblaciones. En otras palabras, esta población es la que tiene el nivel socioeconómico más bajo entre las tres estudiadas. Como ya dijimos, está compuesta en gran parte por indígenas (Matacos).

La calidad de los datos es mala, reflejando tanto el bajo nivel de vida de la población como, tal vez, la falta de aplicación del personal encargado de los registros. Hubo una alta incidencia, que no se dio en ningún otro caso, de desconocimiento de la fecha de nacimiento del hijo previo (25 sobre 272 registros) y desconocimiento, también, de la fecha de muerte de los hijos previos fallecidos (2 sobre 14 registros). Hicimos el supuesto de que las muertes eran de menores de un año, llegando así a una estimación de la mortalidad infantil de 40.4 por mil. Éste era el nivel de mortalidad de Formosa en 1981 según las estadísticas vitales, cuando el del departamento Matacos era de 12.5 por mil según la misma fuente. En 1985-86, período al cual podemos referir aproximadamente la estimación obtenida mediante el método del hijo previo, la tasa de mortalidad infantil de la provincia era 38.2 por mil según las estadísticas vitales. Nuestra estimación supera,

aunque no demasiado, ese valor y muestra la relación esperada en Rubiano (1986) entre la mortalidad infantil del departamento y la provincia. Tenemos la impresión de que, pese a estar más próxima a la realidad, la mortalidad infantil estimada está groseramente subestimada.

Como ya dijimos, el promedio de hijos por madre es alto. Además, es semejante entre el total de mujeres registradas (con o sin hijo previo) y las mujeres con hijo previo tal como lo fue también en Santiago del Estero y Cafayate.

Es menos satisfactoria la comparación de la estructura por edades de ambos conjuntos de madres (el total y las que tienen hijo previo). El peso de las menores de 25 años es similar en ambos grupos pero es mayor la representación de madres de 25 a 34 años y menor la de madres de 35 años y más en el conjunto de las que tienen hijo previo. Debemos recordar que estos análisis se efectúan con números muy pequeños y con información de mala calidad. No nos permiten extraer conclusiones confiables.

La variación de la edad media de las madres con el orden del nacimiento es razonable como también lo fue en los otros dos casos (Santiago del Estero y Cafayate). Es significativo comprobar que la edad media de las madres es de sólo 23.7 años frente al 25.3 y 25.9 de Santiago del Estero y Cafayate, respectivamente.

La comparación de la distribución de los nacimientos por intervalos intergenésicos de Ingeniero Juárez con el patrón (Italia 1978) muestra diferencias más claras que en Santiago del Estero y Cafayate. Es mucho mayor la incidencia de los intervalos menores de un año y el modo de la distribución se ubica en el intervalo 2- en lugar de en 1- como ocurría en los otros dos casos y en el patrón. Probablemente estamos aquí nuevamente ante un problema vinculado con la mala calidad de los datos, en este caso fecha del nacimiento del hijo previo. El intervalo intergenésico medio es 2.8 años.

Casi el 80 por ciento de los hijos previos nació entre 1985 y 1987. La mediana de la distribución es el 18 de marzo de 1986.

La mortalidad infantil estimada, de 40.4 por mil, es más alta entre los varones (45.2 por mil) que entre las mujeres (34.2 por mil). Las diferencias según la residencia de la madre y el nivel de alfabetización toman sentidos contrarios a los esperados, lo que podría aceptarse si en las malas condiciones de vida prevalecientes no hay diferencias entre el pueblo de Ingeniero Juárez y el resto del área que sirve el hospital, o, entre la población analfabeta y no analfabeta. Del mismo modo resulta inaceptable el comportamiento de la mortalidad infantil según el orden de los nacimientos y según la edad de las madres.

Estamos en presencia de una situación inédita. Lo único que puede aceptarse como una primera estimación, válida sólo como una subestimación de la realidad, es el nivel de 40 por mil de la mortalidad infantil. Es ilusorio pensar en establecer diferencias entre sectores de la población. El nivel de vida es bajo en extremo y los números que se manejan son muy reducidos.

Para terminar, podemos decir que la probabilidad de morir entre 1 y 2 años de edad derivada de la información recogida en el hospital ( ${}_1q_1$ ) resulta 15.1 por mil, valor muy elevado que supera ampliamente los estimados en los estudios de Santiago del Estero y Cafayate. Es posible que éste sea un resultado más de la mala calidad de los datos. No debemos olvidar que fue la única experiencia entre las tres presentadas en este documento en la que se encontraron casos de desconocimiento de las fechas de nacimiento y muerte de los hijos previos. Combinando este resultado con la mortalidad infantil obtenemos una probabilidad de morir entre el nacimiento y los 2 años de edad de 54.9 por mil, tal vez más próxima a la realidad que el 40.4 por mil de mortalidad infantil.

#### CONCLUSIONES

Los resultados del estudio de Ingeniero Juárez nos llevan a pensar en la propuesta original de Brass-Macrae: no preguntar fechas de nacimiento y muerte del hijo previo. Es acaso más sensato proceder así en poblaciones como la de ese lugar que poner en práctica la innovación del CELADE que ha dado resultados razonables en otras partes.

La incorporación de esas preguntas, como lo ha probado fehacientemente el estudio de Junín de los Andes, enriquece el conocimiento de la mortalidad. Haberlas formulado ha permitido comprobar en la experiencia de Santiago del Estero un sesgo que seguramente se da en forma sistemática: el reemplazo del hijo previo por el hijo previo menor sobreviviente. Este error conduce a una subestimación de la mortalidad infantil.

Queremos terminar este documento en un tono positivo. Adviértase que en todos los casos, pese a las reservas que merecen, las estimaciones de la mortalidad infantil derivadas por el método del hijo previo se ubican por encima de los valores que pueden obtenerse de las estadísticas vitales. Mientras éste sea el caso, los resultados de aplicar el método significarán mejorar el conocimiento de la mortalidad infantil aún cuando la estimación sea un valor inferior al verdadero.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Hochsztajn de López, Berta  
(1983) Medición experimental de la mortalidad al comienzo de la vida. Documento presentado al Taller "Investigación sobre mortalidad infantil en América Latina". Sasaima, Colombia, 1983.
- Rojo, Fernando  
(1986) La mortalidad infantil en la provincia de Santiago del Estero. Período 1976-1981. Buenos Aires, Argentina.
- Rubiano, Inés G. de  
(1986) La mortalidad infantil en la provincia de Formosa. Período 1976-1981. Buenos Aires, Argentina.
- Somoza, Jorge L.  
(1987) Documento de trabajo presentado al Taller sobre el método del hijo previo para medir la mortalidad infantil, Buenos Aires, Argentina, junio de 1987.
- Brass, W y Macrae, S.  
(1985) Childhood mortality estimated from reports on previous births given by mothers at time of maternity. I-Preceding births technique, Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data. Centre for Population Studies, Londres.
- Guzmán, José M.  
(1988) El procedimiento del hijo previo: la experiencia latinoamericana. Documento presentado al Seminario sobre Recolección y Elaboración de Información Demográfica en América Latina, Santiago, Chile, mayo de 1988.
- Somoza, Jorge L.  
(1987) Censo experimental de Junín de los Andes. Resultados y Análisis. Publicación conjunta del CELADE y la Fundación Cruzada Patagónica, CELADE, Serie OI, Nro. 40, Santiago, Chile.
- Chackiel, Juan y Gough, Hew  
(1989) "Errors and biases in procedures for estimation of infant mortality from survival of the last-born child" en IUSSP: International Population Conference de Población, Vol.2, Nueva Delhi, 20-27 de setiembre de 1989.

CELADE y UNICEF

(1985)

Nuevo procedimiento para recolectar información sobre la mortalidad de la niñez. Investigación experimental en Bolivia y Honduras. CELADE, Serie OI, Nro. 37, Santiago, Chile.

ANEXO  
Tablas de referencia

Tabla 1.1

Policlínico Regional de Santiago del Estero. Madres entrevistadas entre el 1/10/87 y el 31/3/89 por nivel de instrucción y grado de alfabetización según lugar de residencia.

Años de estudio aprobados y grado de alfabetización	Madres entrevistadas					
	Total Distribución		Residen en Distribución		Residen fuera Distribución	
		%	el pueblo	%	del pueblo	%
	2049	100.0	1305	100.0	744	100.0
Ninguno	65	3.2	30	2.3	35	4.7
1 - 3	313	15.3	152	11.6	161	21.6
4 - 6	389	19.0	216	16.6	173	23.3
7 - 11	1188	58.0	829	63.5	359	48.3
12 y más	94	4.6	78	6.0	16	2.2
Promedio	6.2		6.7		5.4	
Analfabeta funcional *	378	18.4	182	13.9	196	26.3
No analfabeta funcional	1671	81.6	1123	86.1	548	73.7

Nota: \* Hasta 3 años de estudio aprobados.

Tabla 1.2

Policlínico Regional de Santiago del Estero. Período 1/10/87 a 31/3/89.

(A) Promedio de hijos por madre según la edad en dos momentos:  
 1) al registro del último nacimiento  
 2) al momento de nacer el hijo previo

Edad al nacimiento	Ultimo nacimiento			Nacimiento del hijo previo		
	Número de madres	Hijos tenidos (1)	Promedio por madre	Número de madres	Hijos tenidos (2)	Promedio por madre
menos de 20	436	601	1.38	373	552	1.48
20-24	664	1527	2.30	484	1104	2.28
25-29	390	1420	3.64	319	1169	3.66
30-34	303	1427	4.71	194	983	5.07
35 +	256	1620	6.33	110	738	6.71
Total	2049	6595	3.22	1480	4546	3.07

Nota: (1) Incluye el último nacimiento.  
 (2) Excluye el último nacimiento.

(B) Distribución por edades de las madres en cada uno de esos dos momentos.

Edad al nacimiento	Del último hijo (2049 madres) (1)	Del hijo previo (1480 madres) (2)	Relación (2)/(1)
menos de 20	213	252	1.18
20-24	324	327	1.01
25-29	190	216	1.13
30-34	148	131	0.89
35 +	125	74	0.59
Total	1000	1000	

Tabla 1.3

Policlínico Regional de Santiago del Estero. Edad media de las madres al momento actual, según el orden del último nacimiento.

Orden del último nacimiento	Nacimientos		Edad media de las madres
	Número registrado	Distribución %	
1	569	27.8	20.4
2	432	21.1	22.8
3	348	17.0	25.2
4	241	11.8	27.9
5	151	7.4	30.6
6	110	5.4	30.8
7	67	3.3	33.1
8	46	2.2	34.7
9	35	1.7	36.5
10 y más	50	2.4	37.5
Total	2049	100	25.3

Tabla 1.4

Distribuciones de intervalos entre nacimientos sucesivos  
 (a) observada en el policlínico de Santiago del Estero y (b)  
 registrada en nacimientos de orden elevado en Italia 1978.

Intervalo en años	Santiago del Estero		Distribución Italia 1978 (1)
	Número registrado	Distribución	
menor a 1	36	24	15
1-	488	330	391
2-	471	318	300
3-	208	141	134
4-	94	64	72
5-	68	46	35
6-	37	25	25
7-	24	16	15
8-	15	10	6
9-	12	8	4
10-	7	5	2
11-	3	2	1
12-	7	5	0
13 y más	10	7	0
Total	1480	1000	1000
Intervalo medio		3.02	2.73

Nota: (1) Brass-Macrae (1985)

Tabla 1.5

Policlínico Regional de Santiago del Estero. Distribución de los hijos previos según el año de nacimiento.

Año de nacimiento	Hijos previos		
	Número registrado	Distribución %	Distribución acumulada
Antes de 1980	44	3.0	3.0
1980	17	1.1	4.1
1981	27	1.8	5.9
1982	68	4.6	10.5
1983	77	5.2	15.7
1984	131	8.9	24.6
1985	305	20.6	45.2
1986	529	35.7	80.9
1987	266	18.0	98.9
1988	16	1.1	100.0
Total	1480	100.0	

Mediana: 6/3/86  
 1er.Cuartil: 7/1/85  
 3er.Cuartil: 24/10/86

Tabla 1.6

Policlínico Regional de Santiago del Estero. Período 1/10/87 a 31/3/89.  
 Información sobre las madres registradas y cálculo de la mortalidad  
 infantil para diferentes subgrupos de mujeres con hijo previo.

Categoría	Total de madres registradas		Madres con hijo previo			
	Nacimientos	Distribución %	Nacimientos	Distribución %	Muertes infantiles	Tasa de mortalidad infantil %.
Total	2049	100	1480	100	74	50.00
Varón			795	54	50	62.89
Mujer			685	46	24	35.04
Residen: en el pueblo	1305	64	963	65	47	48.81
fuera del pueblo	744	36	517	35	27	52.22
No analfabeta funcional	1671	82	1167	79	58	49.70
Analfabeta funcional	378	18	313	21	16	51.12
Orden 1	569	28	432	29	18	41.67
Orden 2	432	21	348	24	17	48.85
Orden 3	348	17	241	16	9	37.34
Ordenes 4 y más	700	34	459	31	30	65.36
Edad: menores de 20	436	21	373	25	24	64.34
20-29	1054	51	803	54	38	47.32
30 y más	559	27	304	21	12	39.47

Nota: Tasa de mortalidad infantil = (Muertes infantiles / Nacimientos) \* 1000.

Tasas de mortalidad infantil (por mil) tipificadas por:

- residencia 50.05
- analfabetismo 49.96
- orden de nacimiento 50.54
- edad de la madre 48.80

Tabla 2.1

Hospital Rural de Cafayate. Madres entrevistadas entre el 22/8/87 y el 17/11/88 por nivel de instrucción y grado de alfabetización según lugar de residencia.

Años de estudio aprobados y grado de alfabetización	Madres entrevistadas					
	Total	Distribución %	Residen en el pueblo	Distribución %	Residen fuera del pueblo	Distribución %
	429	100.0	298	100.0	131	100.0
Ninguno	23	5.4	10	3.4	13	9.9
1 - 3	37	8.6	19	6.4	18	13.7
4 - 6	72	16.8	43	14.4	29	22.1
7 - 11	264	61.5	196	65.8	68	51.9
12 y más	33	7.7	30	10.1	3	2.3
Promedio	6.9		7.5		5.6	
Analfabeta funcional *	60	14.0	29	9.7	31	23.7
No analfabeta funcional	369	86.0	269	90.3	100	76.3

Nota: \* Hasta 3 años de estudio aprobados.

Tabla 2.2

Hospital Rural de Cafayate. Período 22/8/87 a 17/11/88.

(A) Promedio de hijos por madre según la edad en dos momentos:  
 1) al registro del último nacimiento  
 2) al momento de nacer el hijo previo

Edad al nacimiento	Ultimo nacimiento			Nacimiento del hijo previo		
	Número de madres	Hijos tenidos por madre (1)	Promedio por madre	Número de madres	Hijos tenidos por madre (2)	Promedio por madre
menos de 20	92	127	1.38	75	109	1.45
20-24	118	302	2.56	106	258	2.43
25-29	87	335	3.85	65	244	3.75
30-34	62	343	5.53	54	315	5.83
35 +	70	527	7.53	32	256	8.00
Total	429	1634	3.81	332	1182	3.56

Nota: (1) Incluye el último nacimiento.  
 (2) Excluye el último nacimiento.

(B) Distribución por edades de las madres en cada uno de esos dos momentos.

Edad al nacimiento	Del último hijo (429 madres) (1)	Del hijo previo (332 madres) (2)	Relación (2)/(1)
menos de 20	214	226	1.05
20-24	275	319	1.16
25-29	203	196	0.97
30-34	145	163	1.13
35 +	163	96	0.59
Total	1000	1000	

Tabla 2.3

Hospital Rural de Cafayate. Edad media de las madres al momento actual, según el orden del último nacimiento.

Orden del último nacimiento	Nacimientos		Edad media de las madres
	Número registrado	Distribución %	
1	97	22.6	19.0
2	77	17.9	21.9
3	70	16.3	25.4
4	50	11.7	27.5
5	45	10.5	29.3
6	24	5.6	31.2
7	13	3.0	33.5
8	19	4.4	33.8
9	11	2.6	35.5
10 y más	23	5.4	39.7
Total	429	100	25.9

Tabla 2.4

Distribuciones de intervalos entre nacimientos sucesivos  
(a) observada en el hospital de Cafayate y (b) registrada  
en nacimientos de orden elevado en Italia 1978.

Intervalo en años	Cafayate		Distribución Italia 1978 (1)
	Número registrado	Distribución	
menor a 1	9	27	15
1-	133	401	391
2-	85	256	300
3-	41	123	134
4-	22	66	72
5-	14	42	35
6-	8	24	25
7-	8	24	15
8-	2	6	6
9-	4	12	4
10-	2	6	2
11-	3	9	1
12-	0	0	0
13 y más	1	3	0
Total	332	1000	1000
Intervalo medio		2.94	2.73

Nota: (1) Brass-Macrae (1985)

Tabla 2.5

Hospital Rural de Cafayate. Distribución de los hijos previos según el año de nacimiento.

Año de nacimiento	Hijos previos		
	Número registrado	Distribución %	Distribución acumulada
Antes de 1980	12	3.6	3.6
1980	6	1.8	5.4
1981	7	2.1	7.5
1982	11	3.3	10.8
1983	22	6.6	17.5
1984	37	11.1	28.6
1985	74	22.3	50.9
1986	108	32.5	83.4
1987	55	16.6	100.0
Total	332	100.0	

Mediana: 16/12/85  
 1er.Cuartil: 15/8/84  
 3er.Cuartil: 20/9/86

Tabla 2.6

Hospital Rural de Cafayate. Período 22/8/87 a 17/11/88.  
 Información sobre las madres registradas y cálculo de la mortalidad  
 infantil para diferentes subgrupos de mujeres con hijo previo.

Categoría	Total de madres registradas		Madres con hijo previo			
	Nacimientos	Distribución %	Nacimientos	Distribución %	Muertes infantiles	Tasa de mortalidad infantil %.
Total	429	100	332	100	13	39.16
Varón			166	50	8	48.19
Mujer			166	50	5	30.12
Residen: en el pueblo	298	69	229	69	8	34.93
fuera del pueblo	131	31	103	31	5	48.54
No analfabeta funcional	369	86	277	83	8	28.88
Analfabeta funcional	60	14	55	17	5	90.91
Orden 1	97	23	77	23	3	38.96
Orden 2	77	18	70	21	4	57.14
Orden 3	70	16	50	15	2	40.00
Ordenes 4 y más	185	43	135	41	4	29.63
Edad: menores de 20	92	21	75	23	2	26.67
20 - 29	205	48	171	52	8	46.78
30 y más	132	31	86	26	3	34.88

Nota: Tasa de mortalidad infantil = (Muertes infantiles / Nacimientos) \* 1000.

Tasas de mortalidad infantil (por mil) tipificadas por:

- residencia	39.09
- analfabetismo	37.56
- orden de nacimiento	38.37
- edad de la madre	38.81

Tabla 3.1

Hospital Rural de Ingeniero Juárez. Madres entrevistadas entre el 10/9/87 y el 31/3/89 por nivel de instrucción y grado de alfabetización según lugar de residencia.

Años de estudio aprobados y grado de alfabetización	Madres entrevistadas					
	Total	Distribución %	Residen en el pueblo	Distribución %	Residen fuera del pueblo	Distribución %
	385	100.0	270	100.0	115	100.0
Ninguno	77	20.0	37	13.7	40	34.8
1 - 3	94	24.4	60	22.2	34	29.6
4 - 6	80	20.8	54	20.0	26	22.6
7 - 11	125	32.5	111	41.1	14	12.2
12 y más	9	2.3	8	3.0	1	0.9
Promedio	4.3		5.0		2.7	
Analfabeta funcional *	171	44.4	97	35.9	74	64.3
No analfabeta funcional	214	55.6	173	64.1	41	35.7

Nota: \* Hasta 3 años de estudio aprobados.

Tabla 3.2

Hospital Rural de Ingeniero Juárez. Período 10/9/87 a 31/3/89.

(A) Promedio de hijos por madre según la edad en dos momentos:  
 1) al registro del último nacimiento  
 2) al momento de nacer el hijo previo

Edad al nacimiento	Ultimo nacimiento			Nacimiento del hijo previo		
	Número de madres	Hijos tenidos por madre (1)	Promedio por madre	Número de madres	Hijos tenidos por madre (2)	Promedio por madre
menos de 20	123	167	1.36	81	120	1.48
20-24	98	259	2.64	67	177	2.64
25-29	58	253	4.36	50	244	4.88
30-34	41	249	6.07	36	217	6.03
35 +	40	313	7.83	13	123	9.46
Total	360	1241	3.45	247	881	3.57

Nota: (1) Incluye el último nacimiento.  
 (2) Excluye el último nacimiento.

(B) Distribución por edades de las madres en cada uno de esos dos momentos.

Edad al nacimiento	Del último hijo (360 madres) (1)	Del hijo previo (247 madres) (2)	Relación (2)/(1)
menos de 20	342	328	0.96
20-24	272	271	1.00
25-29	161	202	1.26
30-34	114	146	1.28
35 +	111	53	0.47
Total	1000	1000	

Nota: No se incluyen 25 mujeres de las que se desconoce la edad al momento de nacer el hijo previo.

Tabla 3.3

Hospital Rural de Ingeniero Juárez. Edad media de las madres al momento actual, según el orden del último nacimiento.

Orden del último nacimiento	Nacimientos		Edad media de las madres
	Número registrado	Distribución %	
1	113	29.4	18.1
2	76	19.7	20.4
3	55	14.3	23.7
4	35	9.1	25.8
5	32	8.3	26.8
6	20	5.2	31.7
7	12	3.1	31.6
8	14	3.6	32.2
9	10	2.6	34.0
10 y más	18	4.7	36.5
Total	385	100.0	23.7

Tabla 3.4

Distribuciones de intervalos entre nacimientos sucesivos  
 (a) observada en el hospital de Ingeniero Juárez y  
 (b) registrada en nacimientos de orden elevado en Italia 1978.

Intervalo en años	Ingeniero Juárez		Distribución Italia 1978 (1)
	Número registrado	Distribución	
menor a 1	8	32	15
1-	78	316	391
2-	91	368	300
3-	30	121	134
4-	11	45	72
5-	15	61	35
6-	6	24	25
7-	2	8	15
8-	1	4	6
9-	3	12	4
10-	1	4	2
11-	0	0	1
12-	0	0	0
13 y más	1	4	0
Total	247	1000	1000
Intervalo medio		2.78	2.73

Nota: (1) Brass-Macrae (1985)  
 Se desconocen 25 intervalos intergenésicos.

Tabla 3.5

Hospital Rural de Ingeniero Juárez. Distribución de los hijos previos según el año de nacimiento.

Año de nacimiento	Hijos previos		
	Número registrado	Distribución %	Distribución acumulada
Antes de 1980	5	2.0	2.0
1980	1	0.4	2.4
1981	7	2.8	5.3
1982	5	2.0	7.3
1983	14	5.7	13.0
1984	18	7.3	20.2
1985	53	21.5	41.7
1986	102	41.3	83.0
1987	40	16.2	99.2
1988	2	0.8	100.0
Total	247	100.0	

Mediana: 18/3/86  
 1er.Cuartil: 25/5/85  
 3er.Cuartil: 15/10/86

Nota: Se desconoce la fecha de nacimiento de 25 hijos previos.

Tabla 3.6

Hospital Rural de Ingeniero Juárez. Período 10/9/87 a 31/3/89.  
 Información sobre las madres registradas y cálculo de la mortalidad  
 infantil para diferentes subgrupos de mujeres con hijo previo.

Categoría	Total de madres registradas		Madres con hijo previo			
	Nacimientos	Distribución %	Nacimientos	Distribución %	Muertes infantiles	Tasa de mortalidad infantil %.*
Total	385	100	272	100	11	40.44
Varón			155	57	7	45.16
Mujer			117	43	4	34.19
Residen: en el pueblo	270	70	192	71	8	41.67
fuera del pueblo	115	30	80	29	3	37.50
No analfabeta funcional	214	56	138	51	8	57.97
Analfabeta funcional	171	44	134	49	3	22.39
Orden 1	113	29	76	28	3	39.47
Orden 2	76	20	55	20	2	36.36
Orden 3	55	14	35	13	3	85.71
Ordenes 4 y más	141	37	106	39	3	28.30
Edad: menores de 20	123	32	81	30	3	37.04
20 - 29	156	41	117	43	6	51.28
30 y más	81	21	49	18	0	0.00

Nota: Tasa de mortalidad infantil = (Muertes infantiles / Nacimientos) \* 1000.

Se incluyeron 25 nacimientos y 2 muertes de hijos previos cuyas fechas de nacimiento y muerte son desconocidas y se supuso que fueron infantiles. No se incluyeron en nacimientos ni en muertes según edad de la madre por ser ésta desconocida.

\* Las tasas de mortalidad infantil no muestran el comportamiento esperado. Ello puede deberse a la escasa cantidad de casos con que se ha trabajado.

Tasas de mortalidad infantil (por mil) tipificadas por:

- residencia	40.42
- analfabetismo	42.17
- orden de nacimiento	41.37
- edad de la madre	34.88

