

# Mortalidad en la niñez en la Argentina: disparidades regionales y sociales frente a la cuarta meta del Milenio<sup>1</sup>

Juan Carlos Cid

Jorge A. Paz<sup>2</sup>

## Resumen

En este trabajo se analiza la mortalidad en la niñez en la Argentina. Se argumenta que las brechas entre regiones y entre grupos sociales obstaculizan el logro de la meta acordada en la Declaración del Milenio. Para mostrar la magnitud de esas brechas se usan datos administrativos y microdatos de dos fuentes: el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas para una de las regiones con más elevada mortalidad (el Noroeste) y la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). A partir de las preguntas a las mujeres entre 15 y 49 años de edad sobre hijos nacidos e hijos sobrevivientes, se construyen indicadores de mortalidad y se analizan los determinantes de la mortalidad en los primeros años de vida.

## Abstract

This paper analyses childhood mortality in Argentina. It posits that the gaps between regions and social groups hinder the achievement of the objective agreed in the Millennium Declaration. Administrative data and microdata from two sources are used to illustrate the magnitude of these gaps: the national population and housing census for north-west Argentina, a region with one of the highest rates of mortality in the country,

---

<sup>1</sup> Los autores agradecen a las direcciones de estadística de las provincias del Noroeste argentino, y en particular a José Luis Arrufat, María Isabel Cobos, Giselle García y Jorge Rodríguez. Las afirmaciones que se hacen a lo largo de todo el documento son de responsabilidad de los autores.

<sup>2</sup> Miembros del Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (IELDE) de la Universidad Nacional de Salta. Juan Carlos Cid trabaja también en la Dirección de Estadísticas de Salta y Jorge A. Paz en el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) de la Argentina.

and the living conditions survey (ECV). Mortality indicators are established and the determinants of childhood mortality are explored using answers given by women aged 15-49 years to questions on the number of children they have had and the number of surviving children.

### **Résumé**

Cette étude analyse la mortalité dans l'enfance en Argentine. Les auteurs considèrent que les écarts entre régions et groupes sociaux entravent la réalisation de l'objectif établi dans la Déclaration du Millénaire. Pour démontrer l'ampleur de ces écarts, les auteurs utilisent des données administratives et des microdonnées de deux sources: le recensement national de la population, des ménages et des logements pour l'une des régions qui présentent la plus forte mortalité (le nord-ouest) et l'enquête sur les conditions de vie (ECV). À partir des questions sur les enfants nés vivants et les enfants survivants posées aux femmes de 15 à 49 ans, ils élaborent des indicateurs de mortalité et analysent les déterminants de la mortalité dans les premières années de vie.

## Introducción

La mortalidad en la niñez ha estado disminuyendo sistemática y marcadamente durante los últimos 50 años en todos los países del mundo (Knoll Rajaratnam y otros, 2010). Este descenso asincrónico se registró con mayor magnitud en aquellos países que comenzaron la transición con un nivel más elevado de mortalidad. Para las muertes durante el primer año de vida se presume que la asíntota de esta declinación se sitúa en cuatro muertes por cada mil nacidos vivos, que podría denominarse una tasa de mortalidad biológica, ligada a problemas genéticos de muy difícil (si no imposible) resolución, al menos en el corto o mediano plazo<sup>3</sup>.

Ello implica que toda mortalidad infantil superior al cuatro por mil es sobremortalidad y que se puede disminuir, con un grado de dificultad variable, atacando ciertos factores de riesgo que la generan. De todos estos factores interesan aquí sobre todo los relacionados con las condiciones de vida de la población. La idea acerca de la factibilidad de tal reducción predominó en la 8a. sesión plenaria del quincuagésimo quinto período de sesiones de la Asamblea General de las Naciones Unidas, en septiembre de 2000, y se incluyó en la Declaración del Milenio. Allí se planteó, junto a otros objetivos y metas, como la reducción de la pobreza, la educación universal de niñas y niños y el empoderamiento de las mujeres, reducir la mortalidad de los niños menores de 5 años en dos terceras partes respecto a las tasas observadas en 1990 (Naciones Unidas, 2010)<sup>4</sup>.

En el contexto latinoamericano, si bien la Argentina tiene una mortalidad en la niñez relativamente baja (13,6 por mil en 2012), se encuentra lejos aún de alcanzar la meta 4.A de los Objetivos de Desarrollo del Milenio (ODM) en esta dimensión. Según la proyección de las Naciones Unidas (Naciones Unidas, 2013), hacia 2015 el país habrá alcanzado una tasa de 12,4 por mil, todavía superior al nivel de 10 por mil comprometido en la Asamblea General de las Naciones Unidas (Naciones Unidas, 2010, págs. 26-28).

En este artículo se argumenta que la relativamente elevada mortalidad se asocia a la existencia de poblaciones excluidas económica y socialmente (tanto a nivel de regiones dentro del país como en estratos sociales dentro

<sup>3</sup> Este valor es el resultado de aplicar la clasificación de las defunciones en “reducibles” y “difícilmente reducibles”, usada por la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS) (2012). En este sentido, la tasa de mortalidad biológica podría calcularse como el cociente entre el total de muertes difícilmente reducibles en un año y el total de nacidos vivos en ese año.

<sup>4</sup> La mortalidad de los niños menores de 5 años es lo que se denomina mortalidad en la niñez; la mayor proporción corresponde a la mortalidad infantil, que es la que ocurre en el primer año de vida. Es por eso que en esta meta se consideran indicadores distintos de mortalidad en la niñez y mortalidad infantil.

de las regiones). Por ejemplo, la diferencia entre las jurisdicciones con mayor y menor mortalidad supera en el país los 14 puntos por mil<sup>5</sup>. A nivel de regiones dentro del país, la más alta mortalidad se presenta en el Nordeste argentino (NEA) y el Noroeste argentino (NOA)<sup>6</sup>. Sobre la base de microdatos censales de una de las regiones con mayor mortalidad en la Argentina (el NOA), en este trabajo se propone identificar cuáles son los factores que la explican. Luego, con datos de una encuesta nacional se constatan los resultados obtenidos.

El trabajo se divide en cuatro secciones. Tras la introducción se presentan los datos y la metodología empleada. En la tercera sección se discuten los principales resultados. La cuarta sección está destinada a exponer las conclusiones principales.

## A. Datos y metodología

Desde el punto de vista metodológico, este trabajo está dividido en dos grandes partes: una descriptiva y otra en que se estiman modelos de regresión con el objetivo principal de detectar la importancia relativa de los determinantes sociales de la mortalidad. Los datos provienen de cuatro fuentes: *World Population Prospect* (Naciones Unidas, 2013), estadísticas vitales (DEIS, 2012), el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas de 2001 (en adelante, Censo de 2001) y la Encuesta de Condiciones de Vida de 2001 (en adelante ECV).

En la parte descriptiva se revisan las diferencias observadas entre la Argentina en su conjunto y otros conjuntos poblacionales, tales como regiones, jurisdicciones menores y grupos sociales. Los datos del Censo de 2001 se utilizaron para calcular la mortalidad en los primeros años de vida. Para ello se aplicó la variante Trussell (1975) del método de Brass (1975), según el cual la proporción de hijos nacidos vivos que han fallecido puede convertirse en probabilidad de muerte en la infancia a distintas edades. Los multiplicadores que se usaron para dicha conversión provienen de relacionar los datos sobre paridez media (número medio de hijos) de las mujeres y la información del modelo Oeste de las tablas de Coale-Demeny.

En buena parte del análisis, tanto descriptivo como condicional, se trabajó con dos grupos de mujeres: jefas de hogar o cónyuges del jefe de hogar comprendidas entre 15 y 49 años de edad y jefas de hogar o

<sup>5</sup> Datos correspondientes a 2011, última información disponible al momento de redactar este artículo.

<sup>6</sup> Según el sistema estadístico oficial, el Nordeste (NEA) comprende las provincias de Chaco, Corrientes, Formosa y Misiones, y el Noroeste (NOA), las provincias de Catamarca, Jujuy, La Rioja, Salta, Santiago del Estero y Tucumán.

cónyuges del jefe de hogar entre 20 y 34 años de edad. En la literatura se recomienda usar la información de las declaraciones del segundo grupo para estimar la mortalidad de los niños entre el nacimiento y los 5 años de edad<sup>7</sup>. Considerando los datos disponibles en el Censo de 2001 y en la ECV, se empleará la edad de la madre para aproximar la edad de los hijos y estimar las probabilidades de muerte (o supervivencia) hasta los 20 años (grupo de edad de las madres entre 45 y 49 años).

El método de análisis multivariado que se aplicó para evaluar los determinantes de la mortalidad es el modelo de regresión binomial negativa. Este es el modelo adecuado por las características de la variable dependiente: hijos fallecidos<sup>8</sup>. Las regresiones se estimaron usando diversas especificaciones que difieren entre sí por la manera de definir el nivel educativo, la inserción laboral y el bienestar o condiciones de vida. Las estimaciones se refieren siempre en primer lugar al conjunto de mujeres (entre 15 y 49 años de edad) y luego a las mujeres jóvenes (entre 20 y 34 años de edad).

Los modelos de regresión se estimaron por máxima verosimilitud. Las pruebas de significación de los parámetros estimados se realizaron con los errores estándares robustos y con el estadístico *z*, indistintamente. La bondad de ajuste de los modelos se analizó por el denominado pseudo-R<sup>2</sup>, que se define como la proporción de la reducción de las discrepancias entre el modelo *naive* (que contiene solo la ordenada) y el ampliado al introducir los regresores.

Con algunos de los parámetros estimados se realizaron ejercicios de estática comparativa imaginando opciones de política para actuar sobre la mortalidad en los ámbitos de educación, salud, trabajo y bienestar, y cambiando los valores que generan diferenciales de riesgo de muerte en la infancia. Estos ejercicios son similares a los empleados en los estudios de discriminación en los mercados laborales<sup>9</sup>. Luego se identificaron grupos de riesgo en función de las variables principales y se calculó el número de nacimientos y de defunciones que se producen en esos grupos. Esto permite analizar las desigualdades sociales de riesgo de muerte al observar la distribución desigual de nacimientos y defunciones.

<sup>7</sup> En la bibliografía especializada se acepta que las mejores estimaciones de mortalidad, cuando se usa esta fuente, se obtienen a partir de la información suministrada por las mujeres entre 20 y 34 años de edad, que corresponde al riesgo de muerte entre el nacimiento y las edades de 2, 3 y 5 años (Bhem y Soto, 1990; Guzmán, 1990b; Naciones Unidas, 1990).

<sup>8</sup> Cid y Paz (2005) utilizaron previamente el modelo de Poisson, que fue descartado en esta oportunidad luego de realizar las pruebas de sobredispersión sugeridas por José Luis Arrufat, que confirmaron la existencia de dicho fenómeno, como se verá luego.

<sup>9</sup> Ejemplos de esta metodología pueden encontrarse en Blinder (1973) y Oaxaca (1973).

## B. Resultados

### I. La evolución de la mortalidad en la niñez en la Argentina

La mortalidad de los niños menores de 5 años ha estado declinando ostensiblemente en la Argentina durante los últimos decenios. En el período comprendido entre 1990 y 2015, que es el relevante para evaluar el cumplimiento de los Objetivos de Desarrollo del Milenio (ODM), cayó de 29,9 por mil a 12,4 por mil, es decir, disminuyó menos que el promedio mundial y que el promedio de América Latina y el Caribe, y más que el promedio de los países más desarrollados, cuyo nivel inicial (1990) era ya bastante más bajo que el del resto de las regiones<sup>10</sup>. En el cuadro 1 se presentan los niveles de este indicador en diferentes países y regiones, así como la meta acordada en los ODM.

Cuadro I  
**EVOLUCIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ RESPECTO DE LA META DE LOS OBJETIVOS DE DESARROLLO DEL MILENIO, 1990 Y 2015<sup>a</sup>**

(Tasas por mil y variación en puntos por mil)

	Mundo	Países más desarrollados	Países menos desarrollados	América Latina y el Caribe	Argentina
1990	88,3	14,2	97,4	54,7	29,9
2015 <sup>b</sup>	49,1	6,3	53,9	21,3	12,4
Nivel ODM <sup>c</sup>	29,4	4,7	32,5	18,2	10,0
Variación real 1990-2015	-39,2	-7,9	-43,5	-33,4	-17,6
Variación 1990-nivel ODM	-58,9	-9,5	-64,9	-36,5	-19,9

**Fuente:** Naciones Unidas, *World Population Prospect, The 2012 Revision*. Nueva York, 2013 [en línea] <http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm>.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad de niños menores de 5 años.

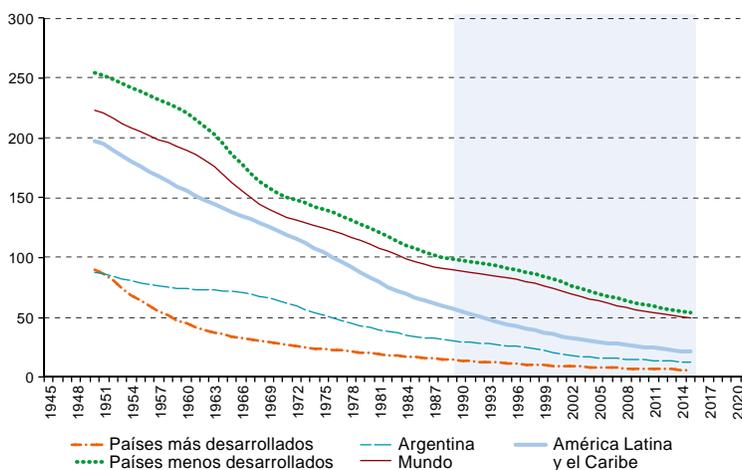
<sup>b</sup> Valores proyectados.

<sup>c</sup> Nivel ODM: nivel planteado en los Objetivos de Desarrollo del Milenio.

El valor alcanzado por la mortalidad en la niñez en la Argentina (y en otros países del mundo también) no es sino la coronación de un proceso de larga data que comenzó mucho antes de 1990. Incluso, la tendencia entre ese año y el valor estimado para 2015 no es la caída más fuerte de todo el período para el que se cuenta con información confiable (véase el gráfico 1).

<sup>10</sup> Se usa el término “países más desarrollados” como se emplea en Naciones Unidas (2013).

Gráfico I  
**EVOLUCIÓN DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ, 1950-2015<sup>a</sup>**  
 (Tasas por mil)



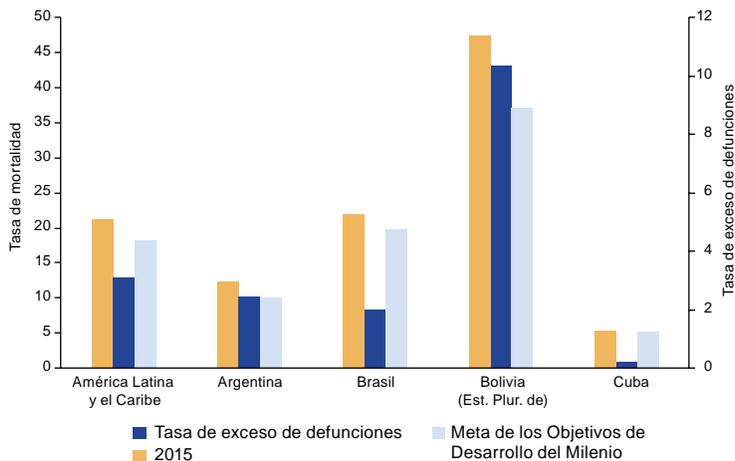
**Fuente:** Naciones Unidas, *World Population Prospect, The 2012 Revision*. Nueva York, 2013 [en línea] <http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm>.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad de niños menores de 5 años. El valor de 2015 es proyectado. Se destaca en gris el período relevante por la vigencia de los Objetivos de Desarrollo del Milenio.

Los descensos más importantes se produjeron en la década de 1970 y a partir de entonces los avances, si bien marcados, fueron cada vez menos pronunciados. En el gráfico 2 se aprecia cuál es la situación de la Argentina proyectada a 2015 en el contexto de algunos países latinoamericanos y de la región en su conjunto. Se muestran allí la mortalidad en la niñez estimada a 2015 y la comprometida en los ODM, así como la cantidad de muertes que deberían evitarse anualmente en cada unidad geográfica para alcanzar esa meta (tasa de exceso de defunciones). La situación de la Argentina, si bien no es la más desfavorable, contrasta con la de países como Cuba, que lograron avances superlativos.

La caída de la mortalidad en la niñez en la Argentina fue acompañada por un descenso muy importante de las disparidades entre provincias. La convergencia hacia niveles menores de mortalidad es muy clara: si bien los niveles mínimo y máximo descendieron, el segundo lo hizo más que el primero, dando como resultado una diferencia menor entre ambos valores. En el gráfico 3 se presentan las tasas de mortalidad infantil extremas. Las tasas más bajas se registraron en la ciudad de Buenos Aires y en Tierra del Fuego (en distintos momentos), mientras que los niveles más elevados fueron siempre de alguna de las provincias del NEA o el NOA. Esto significa que el orden de las provincias según el nivel de la mortalidad no ha cambiado esencialmente, pese a la transición observada.

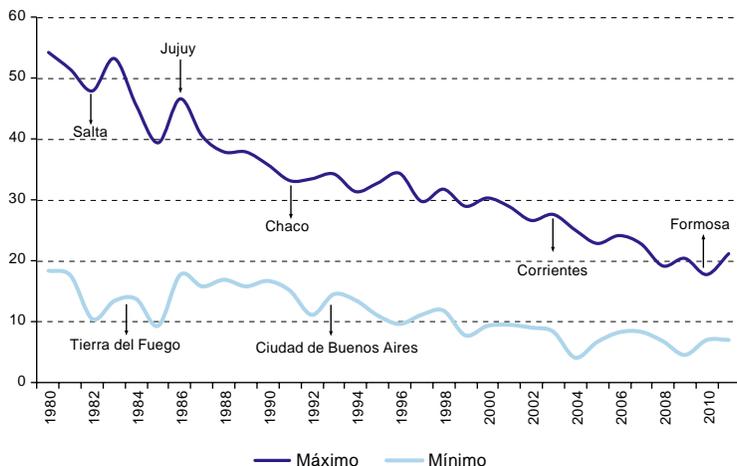
Gráfico 2  
**AMÉRICA LATINA (PAÍSES SELECCIONADOS): MORTALIDAD EN LA NIÑEZ RESPECTO DE LA META DE LOS OBJETIVOS DE DESARROLLO DEL MILENIO<sup>a</sup>**  
 (Tasas por mil)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Naciones Unidas, *World Population Prospect, The 2012 Revision*. Nueva York, 2013 [en línea] <http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm>.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad de niños menores de 5 años. El valor de 2015 es estimado.

Gráfico 3  
**ARGENTINA: EVOLUCIÓN DE LA MORTALIDAD INFANTIL PROVINCIAL MÁXIMA Y MÍNIMA, 1980-2011<sup>a</sup>**  
 (Tasas por mil)

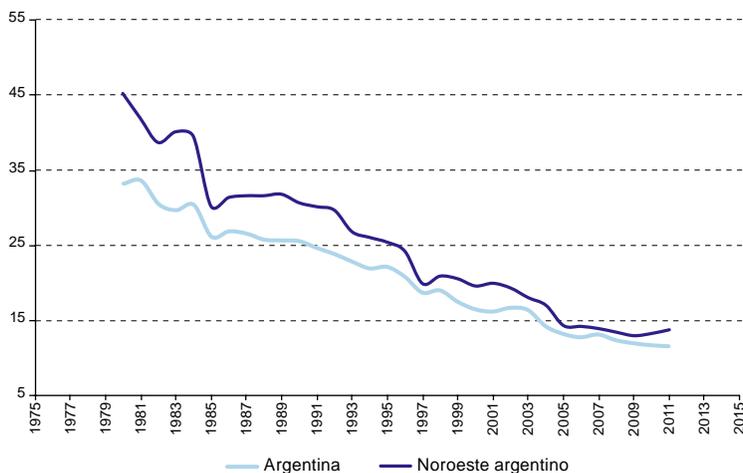


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Ministerio de Salud, Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS). *Estadísticas vitales. Información básica - año 2011*, Buenos Aires, diciembre de 2012.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad durante el primer año de vida.

En el gráfico 4 se muestra la evolución de la mortalidad infantil del promedio del NOA, en comparación con la media nacional. La mortalidad en esta región es marcadamente mayor, a pesar de que se registraron ostensibles progresos desde 1980. También se aprecia una convergencia de los niveles de mortalidad infantil entre las provincias del NOA y el total del país. La disparidad intrarregional ha venido cayendo y, por ende, fue disminuyendo también la dispersión de los niveles de sobrevivida en la infancia. Así, mientras que en 1980 el coeficiente de variación de la mortalidad entre las provincias del NOA fue del 14,2%, en 2010 fue del 7,7%.

Gráfico 4  
**ARGENTINA Y NOROESTE ARGENTINO (NOA): EVOLUCIÓN  
DE LA MORTALIDAD INFANTIL, 1980-2011**<sup>a</sup>  
(Tasas por mil)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Ministerio de Salud, Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS). *Estadísticas vitales. Información básica - año 2011*, Buenos Aires, diciembre de 2012.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad durante el primer año de vida.

Pero a pesar de esta convergencia, persisten en la Argentina marcados diferenciales entre las regiones y entre jurisdicciones menores, que probablemente responden a grupos sociales específicos que presentan desigualdad de acceso a un trabajo digno, servicios de educación y salud, y adecuadas condiciones de vida. En realidad, las disparidades regionales no son sino el reflejo de niveles de desarrollo diferentes, que tienden a disiparse con el paso del tiempo pero que podrían mejorarse más rápida y eficazmente aplicando medidas de política pública.

## 2. La situación según el Censo de 2001

En el cuadro 2 se muestra la tasa de mortalidad en la niñez en la región del NOA según las características socioeconómicas más relevantes que pueden conocerse sobre la base de los datos del Censo de 2001. La relevancia de esta información para la región del NOA está determinada, como se verá más adelante, por la significación de esas variables para explicar la mortalidad en los primeros años de vida.

Cuadro 2  
**REGIÓN DEL NOROESTE ARGENTINO (NOA): MORTALIDAD EN LA NIÑEZ SEGÚN DIFERENTES CARACTERÍSTICAS DEL GRUPO DE MUJERES ENTRE 15 Y 49 AÑOS DE EDAD, 2001**

Variable/categoría	Mortalidad en la niñez (por mil) <sup>a</sup>	Riesgo relativo	Mujeres (en porcentajes)	Nacimientos (en porcentajes)	Defunciones (en porcentajes)
<b>Educación de las madres (años de escolaridad)</b>			100,0	100,0	100,0
0	40,9	2,168	3,6	5,3	9,2
1-3	40,7	2,158	6,1	9,0	14,5
4-6	33,3	1,763	9,6	12,7	15,9
7-11	26,0	1,379	48,3	48,9	44,9
12 y más	18,9	1,000	32,3	24,1	15,5
<b>Educación de la pareja (años de escolaridad)</b>			100,0	100,0	100,0
0	38,3	2,095	3,5	4,8	7,5
1-3	37,4	2,046	7,9	11,3	16,9
4-6	33,4	1,829	10,2	12,6	14,8
7-11	25,6	1,400	50,4	50,1	47,0
12 y más	18,3	1,000	28,0	21,2	13,7
<b>Cobertura en salud</b>			100,0	100,0	100,0
Tiene	21,2	1,000	49,2	45,6	39,2
No tiene	29,8	1,403	50,8	54,4	60,8
<b>Condición étnica</b>			100,0	100,0	100,0
Aborígen	51,0	2,069	4,2	5,0	9,6
No aborígen	24,6	1,000	95,8	95,0	90,4
<b>Pobreza</b>			100,0	100,0	100,0
No pobre	18,7	1,000	37,2	28,9	21,1
Pobre estructural	21,0	1,123	13,9	15,7	13,4
Pobre coyuntural	28,8	1,540	17,0	14,5	16,9
Pobre extremo	31,6	1,691	32,0	40,9	48,6
<b>Provincia de residencia</b>			100,0	100,0	100,0
Catamarca	25,2	1,307	7,2	7,1	6,6
Jujuy	33,7	1,751	13,9	14,0	18,3
La Rioja	21,7	1,126	6,7	6,4	5,5
Salta	33,2	1,722	24,0	24,8	31,6
Santiago del Estero	21,9	1,138	17,2	18,5	16,1
Tucumán	19,3	1,000	31,0	29,2	21,9
<b>Promedio regional</b>	<b>31,2</b>				

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Censo de 2001.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad de niños menores de 5 años.

En la primera columna se muestra la probabilidad de morir de los niños menores de 5 años cuyas madres tienen las características representadas por cada variable; en la siguiente, el riesgo relativo con respecto a la categoría que registra el valor más bajo dentro de la variable. En la tercera columna se presenta el porcentaje de mujeres incluidas en cada categoría y en las dos siguientes, los porcentajes de nacimientos y de defunciones que corresponden a cada grupo. Por ejemplo, las mujeres que viven en un hogar extremadamente pobre representan un 32% del total, concentran el 40,9% de los nacimientos y sufren el 48,6% de las muertes de menores de 5 años. Dicho de otra manera, están sobrerrepresentadas tanto en fecundidad como en mortalidad de sus hijos.

En el cuadro 2 se observa que la mortalidad de los niños de los grupos desfavorecidos de la población duplica con creces la registrada por los grupos con menor riesgo relativo. Tal es el caso de la probabilidad de morir de los niños nacidos de madres analfabetas (40,9 por mil), en comparación con la de aquellos cuyas madres completaron el nivel educativo medio (18,9 por mil). La mayor proporción de mujeres (48,3%) corresponde a las que completaron la educación primaria, pero no pasaron más allá de este umbral educativo. Este grupo, con una mortalidad en la niñez de 26 por mil, concentra el 49% de los nacimientos del NOA y el 45% de las defunciones de niños menores de 5 años. Es el primer grupo —según el nivel de educación de la madre— en que la proporción de muertes en la niñez es inferior a la proporción de mujeres y a la proporción de nacidos vivos.

Las brechas sociales de riesgo de muerte en la niñez son verdaderamente sorprendentes. Por ejemplo, la mortalidad en la niñez de los grupos aborígenes supera en 26,4 por mil la registrada por los grupos no aborígenes. Las mujeres que residen en hogares donde hay al menos un aborigen concentran el 5% de los nacimientos de la población total del NOA, pero sufren el 9,6% de las defunciones de niños menores de 5 años. Un niño hijo de una mujer sin cobertura de salud (obra social o plan médico) tiene, por su parte, 8,6 puntos por mil más de probabilidades de morir que otro nacido de una madre que sí cuenta con cobertura. Del mismo modo, un niño que nace en un hogar en condiciones de pobreza extrema tiene 13 puntos por mil más de chances de morir antes de cumplir los 5 años comparado con un niño que nace en un hogar no pobre.

Se muestran también en el cuadro 2 los niveles calculados para cada una de las provincias del NOA. Jujuy es la que aparece con la mortalidad más alta y Tucumán con la más baja. La diferencia de 14,4 puntos por mil resulta elevada considerando su cercanía geográfica. La situación de Salta, próxima a la de Jujuy, es más preocupante por el tamaño relativo de su población: mientras

que Salta aporta uno de cada cuatro nacimientos ocurridos en el NOA, Jujuy contribuye con uno de cada siete. Tucumán, la provincia con mayor aporte de nacimientos, es a la vez la que presenta la mortalidad más baja, lo que constituye una ventaja relativa para la media regional (31,2 por mil)<sup>11</sup>.

Si bien este análisis univariado es interesante en la medida en que refleja los diferenciales socioeconómicos de riesgos de muerte, no permite ver con claridad el impacto de cada variable sin efectos perturbadores. Por ejemplo, en los hogares aborígenes están sobrerrepresentadas las madres con muy bajo nivel educativo; además estos hogares se localizan en zonas rurales y no tienen posibilidad de acceder a otros servicios como el agua potable, lo que los convierte en hogares con pobreza estructural. Por ello no se puede conocer con precisión si el diferencial de mortalidad detectado para este grupo responde básicamente a su condición étnica o más bien a su situación socioeconómica, como podría suceder con cualquier hogar en forma independiente del origen indígena de sus ancestros o de la lengua que hablen sus miembros. Es conveniente entonces efectuar un análisis multivariado.

### 3. Determinantes de la mortalidad en los primeros años de vida

En el cuadro 3 se presentan las variables incluidas en el análisis multivariado, su definición y sus medias muestrales. Se analizó la mortalidad de los hijos de dos grandes grupos de madres: el más amplio, conformado por mujeres entre 15 y 49 años de edad, y el grupo de las más jóvenes, entre 20 y 34 años de edad.

Cuadro 3  
**ANÁLISIS MULTIVARIADO DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ: DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES Y MEDIA DE LAS MUESTRAS ANALIZADAS<sup>a</sup>**

Variable/categoría	Tipo	Valores	Mujeres de 15 a 49 años de edad	Mujeres de 20 a 34 años de edad
Posición en el hogar				
Jefe	Variable dicotómica	= 1	0,074	0,070
Cónyuge		= 0		
Edad	Intervalo	Años (A)	33,538	28,144
Edad al cuadrado	Intervalo	A x A	1 175,602	807,654
Educación de las madres (años de escolaridad)				
0		=0		
1-3	Variable dicotómica	=1	0,047	0,035
4-6	Variable dicotómica	=1	0,094	0,089
7-11	Variable dicotómica	=1	0,488	0,517
12 y más	Variable dicotómica	=1	0,332	0,329

<sup>11</sup> Se observaron en este aspecto algunas discrepancias con las estadísticas del Registro Civil, que Cid y Paz (2005) analizaron en un trabajo previo.

Cuadro 3 (conclusión)

Variable/categoría	Tipo	Valores	Mujeres de 15 a 49 años de edad	Mujeres de 20 a 34 años de edad
Educación de la pareja (años de escolaridad)				
0-3		=0		
4-6	Variable dicotómica	=1	0,088	0,084
7-11	Variable dicotómica	=1	0,491	0,517
12 y más	Variable dicotómica	=1	0,310	0,312
Situación laboral de la madre				
Ocupada	Variable dicotómica	=1	0,310	0,258
Desempleada	Variable dicotómica	=1	0,156	0,170
Inactiva		=0		
Situación laboral de la pareja				
Ocupado	Variable dicotómica	=1	0,760	0,770
Desempleado	Variable dicotómica	=1	0,133	0,134
Inactivo		=0		
Cobertura en salud				
Tiene	Variable dicotómica	=1	0,480	0,411
No tiene		=0		
Condición étnica				
Hogar con aborígenes	Variable dicotómica	=1	0,045	0,046
Hogar sin aborígenes		=0		
Pobreza				
No pobre	Variable dicotómica	=1	0,358	0,305
Pobre coyuntural	Variable dicotómica	=1	0,135	0,114
Pobre estructural	Variable dicotómica	=1	0,173	0,197
Pobreza extrema		=0		
Lugar de residencia				
Urbano	Variable dicotómica	=1	0,800	0,787
Rural agrupado	Variable dicotómica	=1	0,067	0,070
Rural disperso		=0		
Provincia de residencia				
Catamarca	Variable dicotómica	=1	0,072	0,072
Jujuy	Variable dicotómica	=1	0,145	0,146
La Rioja	Variable dicotómica	=1	0,067	0,068
Salta	Variable dicotómica	=1	0,243	0,250
Santiago del Estero	Variable dicotómica	=1	0,167	0,170
Tucumán		=0		
Interacción aborígen – provincia				
Catamarca – aborígen	Variable dicotómica	=1	0,002	0,002
Jujuy – aborígen	Variable dicotómica	=1	0,014	0,014
La Rioja – aborígen	Variable dicotómica	=1	0,001	0,001
Salta – aborígen	Variable dicotómica	=1	0,019	0,021
Santiago del Estero – aborígen	Variable dicotómica	=1	0,003	0,003
Tucumán – no aborígen		=0		

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Censo de 2001.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad de niños menores de 5 años.

Los resultados del análisis multivariado para el NOA se presentan en el cuadro 4. Allí puede apreciarse que los hijos de mujeres jefas de hogar tienen una probabilidad de morir antes de los 5 años superior al resto. Este resultado es importante para la política pública, ya que se ha venido insistiendo en los últimos años acerca de la conveniencia de orientar los

subsidios a las familias pobres asegurándose de que sea la mujer quien los reciba. Las investigaciones de las que surgen este tipo de recomendaciones se basaron en estudios que mostraban que las mujeres tienen en cuenta más que los hombres el bienestar de los niños<sup>12</sup>. Con estos resultados, podría añadirse que además se trata de hogares claramente más vulnerables desde el punto de vista de la supervivencia de los niños.

**Cuadro 4**  
**ANÁLISIS MULTIVARIADO DE LA MORTALIDAD EN LA NIÑEZ EN EL**  
**NOROESTE ARGENTINO: REGRESIÓN BINOMIAL NEGATIVA**  
**(VARIABLE DEPENDIENTE: HIJOS FALLECIDOS)<sup>a</sup>**

Variables/categorías	Grupos	
	Mujeres de 15 a 49 años de edad <sup>b</sup>	Mujeres de 20 a 34 años de edad <sup>b</sup>
Posición en el hogar		
Jefa	0,166*** (0,039)	0,135** (0,067)
Edad	0,203*** (0,014)	0,177*** (0,063)
Edad al cuadrado	-0,002*** (0,000)	-0,002 (0,001)
Educación de las madres (años de escolaridad)		
4-6	-0,140*** (0,032)	-0,093 (0,059)
7-11	-0,570*** (0,029)	-0,533*** (0,053)
12 y más	-1,466*** (0,045)	-1,372*** (0,078)
Educación de la pareja (años de escolaridad)		
4-6	-0,085** (0,034)	-0,052 (0,061)
7-11	-0,311*** (0,029)	-0,277*** (0,050)
12 y más	-0,134*** (0,033)	-0,088 (0,055)
Situación laboral de la madre		
Ocupada	0,026 (0,028)	0,028 (0,049)
Desempleada	0,017 (0,029)	0,038 (0,046)
Situación laboral de la pareja		
Ocupado	0,120*** (0,033)	0,137** (0,057)
Desempleado	-0,066* (0,039)	-0,021 (0,065)
Cobertura en salud		
Tiene	-0,117*** (0,024)	-0,185*** (0,042)
Condición étnica		
Indígena	0,293*** (0,105)	0,275 (0,184)

<sup>12</sup> Véase, por ejemplo, PNUD (1996) y Ranis y otros (2000).

Cuadro 4 (conclusión)

Variables/categorías	Grupos	
	Mujeres de 15 a 49 años de edad <sup>b</sup>	Mujeres de 20 a 34 años de edad <sup>b</sup>
Condición de pobreza		
No pobre	-1,071*** (0,037)	-0,982*** (0,068)
Pobre coyuntural	-0,478*** (0,032)	-0,407*** (0,058)
Pobre estructural	-0,613*** (0,033)	-0,558*** (0,054)
Lugar de residencia		
Urbano	-0,173*** (0,027)	-0,173*** (0,043)
Rural agrupado	0,033 (0,039)	-0,016 (0,067)
Provincia de residencia		
Catamarca	0,525*** (0,037)	0,552*** (0,057)
Jujuy	0,768*** (0,037)	0,805*** (0,065)
La Rioja	0,473*** (0,041)	0,415*** (0,065)
Salta	0,753*** (0,029)	0,810*** (0,049)
Santiago del Estero	0,226*** (0,029)	0,200*** (0,045)
Interacción indígena-provincia		
Catamarca*indígena	-0,389** (0,196)	-0,452 (0,307)
Jujuy*indígena	0,123 (0,131)	0,227 (0,231)
La Rioja*indígena	-0,653** (0,263)	-0,395 (0,402)
Salta*indígena	0,299** (0,118)	0,291 (0,203)
Santiago del Estero*indígena	-0,002 (0,180)	0,113 (0,316)
Ordenada	-6,416*** (0,234)	-5,983*** (0,874)
Lnalfa	2,459*** (0,017)	2,812*** (0,030)
Observaciones	356 010	180 895
Pseudo R2	0,098	0,077
Alfa	11,697*** (0,202)	16,645*** (0,494)

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Censo de 2001.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad de niños menores de 5 años.

<sup>b</sup> Niveles de significancia: \*\*\* Significativamente distinto de cero al 1%; \*\* Significativamente distinto de cero al 5%; \* Significativamente distinto de cero al 10%. En el resto, no puede rechazarse la hipótesis nula.

Como era de esperar, la mayor educación materna reduce la probabilidad de morir de los niños. La tendencia comienza a hacerse importante a partir de los cuatro años de escolaridad formal para en el grupo de mujeres entre 15 y 49 años, y a partir de los siete años de escolaridad para el grupo entre 20 y 34 años. Si bien este resultado ya se

había presentado en el análisis descriptivo, cabe destacar que los niveles educativos mayores de las madres generan reducciones cada vez más notorias de la probabilidad de morir de los hijos, con respecto a la categoría de base (madres analfabetas). Hallazgos similares en otros países pueden verse en la literatura (Bhem Rosas, 1990; Guzmán, 1990b).

La educación de la madre es mucho más importante que la del padre para la sobrevivencia de los niños. Por ejemplo, los niveles educativos para los que el resultado del modelo indica relaciones significativamente diferentes de cero (7 a 11, y 12 y más años de escolaridad), el impacto que produce la educación materna es 2,4 y 10,7 veces más fuerte que el provocado por la educación paterna (en el grupo de mujeres entre 15 y 49 años de edad).

En cuanto a la inserción ocupacional, las únicas categorías cuya relación con la mortalidad de los niños es significativamente distinta de cero son las de pareja ocupada (en ambos grupos de mujeres) y pareja desempleada (en el grupo de mujeres de 15 a 49 años de edad), aunque en este último caso la significancia es al 10%. Resulta extraño que el signo opere en el sentido contrario a la intuición: los niños nacidos en hogares en que la pareja de la madre está ocupada tienen una chance de sobrevivir menor que aquellos de los hogares en que esta pareja está desocupada. Una posible explicación es que la condición de actividad observada en la pareja de la madre a la fecha del Censo de 2001 no tiene por qué coincidir con su situación cuando el menor estuvo expuesto al riesgo. Otra argumentación posible es que la pareja inactiva opere como una ayuda en el hogar. En los estudios en que se tuvo en cuenta dicha ayuda se encontró un efecto fuerte de reducción de mortalidad en la niñez (Bhem y Soto, 1990).

La cobertura de salud es un factor importante que reduce la probabilidad de muerte de los niños y tiene más impacto en el grupo de mujeres de mujeres entre 20 y 34 años de edad. Dicho impacto es mayor que el que se asocia con un nivel educativo más elevado de la pareja de la madre. Este resultado va en la dirección de lo esperado, pero igualmente llama la atención por lo avanzado de la transición demográfica de la Argentina. Contar con al menos una región en que la cobertura de salud siga siendo determinante del riesgo de muerte en la infancia es un indicador de lo mucho que resta por hacer en política pública para combatir la mortalidad en la niñez.

Ser pobre solo en lo referente a activos patrimoniales, medidos aquí a través de la calidad de la vivienda (pobreza estructural), o solo en lo referente al flujo de ingresos corrientes (pobreza coyuntural) constituye una ventaja frente a la alternativa de reunir los dos tipos de pobreza (pobreza extrema, que es la categoría de base). Con respecto a la categoría de base,

la pobreza estructural reduce la mortalidad más que la pobreza coyuntural. Este resultado es importante para la política pública, pues indica que un programa de vivienda, por ejemplo, contribuiría más a la reducción de la mortalidad en la niñez, que una política de transferencias monetarias a familias de bajos ingresos.

La presencia de al menos un aborigen en el hogar está sistemática y positivamente relacionada con la probabilidad de muerte<sup>13</sup>. Por su parte, los niños nacidos en hogares que se localizan en una zona urbana tienen más chances de sobrevivir que otros iguales en todos los demás factores pero que nacieron en una zona rural dispersa. Se sabe que con la urbanización, si bien aumenta la probabilidad de diseminación de enfermedades infecciosas y parasitarias, ello se ve compensado con creces en términos de mortalidad por el acceso a más y mejores servicios de salud y de otro tipo, como agua potable y gas.

Para captar el efecto de la provincia de residencia, se incluyeron cinco *dummies*, dejando a Tucumán como categoría de base. Se constataron dos puntos: i) que el resto de las jurisdicciones tienen una mortalidad en la niñez significativamente más elevada que la de base, y ii) que Jujuy y Salta presentan los mayores coeficientes<sup>14</sup>.

Se aprovecharon también estas *dummies* para capturar los efectos de interacción entre hogar aborigen y provincia de residencia. Por el signo de la variable “hogar con aborigen”, se había concluido que los niños nacidos en hogares en que había al menos un aborigen tenían una probabilidad de sobrevivir menor que otros niños similares pero nacidos en hogares sin aborígenes. No obstante, se sospechó que este efecto sería diferencial según el lugar de residencia de esos aborígenes. Los signos y la significación de los términos de interacción parecen confirmar esa sospecha. El grupo de aborígenes salteños es el único que aparece con una probabilidad de muerte mayor que la categoría de base. Esto significa que los niños aborígenes salteños tienen un riesgo adicional de muerte no explicable por ninguna de las variables incluidas en este estudio, sino por la simple conjunción de esas características. Ciertamente, también en las provincias de Catamarca y La Rioja se observa significancia estadística pero, a diferencia de Salta, el signo es negativo en estos casos. La razón de estos resultados puede hallarse en la categoría empleada como base para las estimaciones, Tucumán. Si esto es efectivamente así, los niños salteños nacidos en hogares con aborígenes estarían en una situación más vulnerable que los tucumanos, y estos a su vez en una situación de mayor

<sup>13</sup> Esto ya se había planteado en un trabajo previo (Cid y Paz, 2004).

<sup>14</sup> Datos compatibles con lo analizado en el apartado anterior.

vulnerabilidad que los de Catamarca y La Rioja. Sobre la base de los datos disponibles, no es posible arriesgar hipótesis adicionales acerca de la razón de estas diferencias.

Una conclusión de carácter general que surge de comparar las estimaciones de ambos grupos de mujeres es que la mortalidad de los niños de madres más jóvenes (grupo de 20 a 34 años de edad) es sensible a menos variables que la mortalidad de los hijos del grupo de 15 a 49 años de edad, pero aquellas variables que conservan su importancia tienden, por lo general, a provocar impactos más fuertes en la sobrevivencia de los más pequeños, que resultan de esta manera más vulnerables a ciertos cambios. Tal es el caso de la cobertura en salud y los estudios primarios completos.

Por último, el parámetro alfa, significativamente diferente de cero y muy superior a la unidad, no permite rechazar la hipótesis de sobredispersión, lo que indica que el modelo correcto es el binomial negativo, cuyos resultados acaban de comentarse.

#### **4. Grupos de riesgo**

Uno de los usos posibles de los parámetros analizados en la sección anterior es la predicción del valor de la probabilidad de morir de los niños según ciertas características de su madre, de la pareja que la acompaña, del hogar y de la provincia de residencia. En esta sección se ofrecen ejemplos de dos casos polares de riesgo y se calcula la probabilidad de muerte de los niños de esos grupos.

Los casos polares se definen modificando el valor de tres variables solamente: educación de la madre (analfabeta, en un extremo, y con educación secundaria completa, en el otro), cobertura médica (tiene o no tiene) y condición de pobreza (pobre o no pobre). Con estas definiciones se calculan las tasas de mortalidad para apreciar los contrastes.

El primer grupo abarca a madres analfabetas, que no están cubiertas por seguro de salud ni plan médico y que viven en un hogar bajo condiciones de pobreza extrema. Estos son los factores específicos considerados, ya que el resto de las variables se evalúan en sus medias muestrales (que figuran en el cuadro 2). Un menor tuvo una probabilidad de muerte de 87,5 por mil si nació de una mujer con las características mencionadas que a la fecha del censo tenía entre 15 y 49 años de edad, y de 61,2 por mil si la madre tenía entre 20 y 34 años de edad.

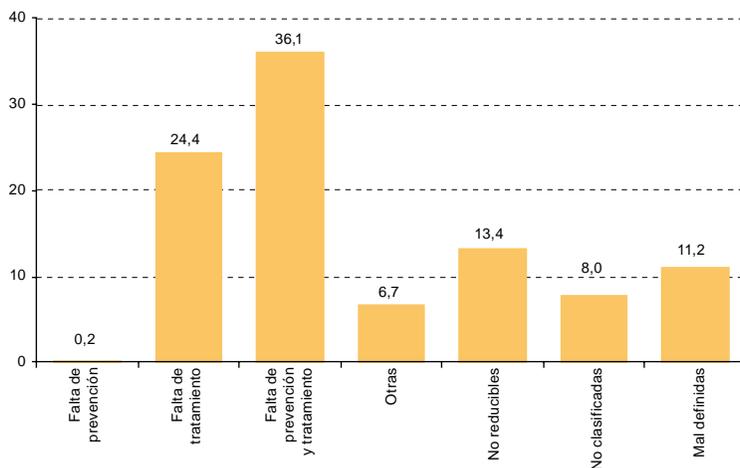
El otro grupo, situado en el extremo opuesto de la estructura social, está conformado por madres que completaron la educación secundaria, que tienen cobertura de seguro de salud o plan médico y que no son pobres. Las demás variables, como en el caso anterior, están representadas por sus

medias muestrales. Un niño tuvo una probabilidad de morir de 9,2 por mil si nació de una mujer con estas características que el momento del censo tenía una edad entre 15 y 49 años, y de 6,6 por mil si la madre tenía entre 20 y 34 años de edad.

Si bien la distancia que separa estos valores de la meta del Milenio es aún considerable, no deja de sorprender que las diferencias solo en educación, acceso a la salud y nivel mínimo de bienestar marquen una disparidad de riesgo de muerte tan pronunciada: la mortalidad del grupo más desfavorecido supera en más de 9 veces a la del grupo más favorecido de la sociedad. Son brechas realmente grandes, más aún teniendo en cuenta los avances alcanzados en la medicina y en el desarrollo de las fuerzas productivas.

Los datos de causas de defunción de las muertes postneonatales aportan evidencia que apoya lo anterior. En el gráfico 5, se presentan los últimos datos disponibles sobre la distribución del total de estas defunciones en la Argentina en los grandes grupos de causas de mortalidad definidos según criterios de reducibilidad<sup>15</sup>.

Gráfico 5  
**ARGENTINA: CAUSAS DE LA MORTALIDAD POSNEONATAL  
SEGÚN CRITERIOS DE REDUCIBILIDAD, 2011**  
(En porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Ministerio de Salud, Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS). *Estadísticas vitales. Información básica - año 2011*, Buenos Aires, diciembre de 2012.

<sup>15</sup> En la Argentina la clasificación de las defunciones según el criterio de “reducibilidad” comenzó a usarse a partir de 1985. En 1996 se revisó y reformuló el agrupamiento vigente de causas de muertes infantiles, considerando las innovaciones tecnológicas y científicas y los cambios en las modalidades de atención. En 2011 dicho agrupamiento fue nuevamente revisado y reformulado (Ministerio de Salud, 2012).

De cada 100 muertes en el período postneonatal que se producen en el país anualmente, como mínimo 36 se podrían evitar mediante mecanismos sencillos y de bajo costo (prevención y tratamiento a tiempo, entre otros). Así, el total de defunciones “reducibles” llega al 67,4%. Este porcentaje es levemente más bajo en el caso de las defunciones ocurridas durante el primer mes de vida (61,2%), pero supera ampliamente el 50% de las muertes de niñas y niños menores de un año.

## 5. Algunos ejercicios de estática comparativa

Como en cualquier ejercicio teórico, el anterior es útil para fijar bandas de variación de la variable de interés, aunque no es imposible imaginar personas reales en las situaciones descritas: mujeres analfabetas, no cubiertas por el sistema de salud y en situación de pobreza extrema, por ejemplo. Usando la lógica empírica del ejercicio realizado anteriormente, se procederá en esta sección a analizar la sensibilidad de la mortalidad en la niñez ante políticas públicas que actúen en cada una de las dimensiones sobre las que se puso énfasis en este trabajo: educación, salud y bienestar. La dimensión de trabajo o inserción ocupacional se dejó de lado, debido a la escasa importancia para marcar diferencias detectada en el análisis de regresión.

En el cuadro 5 se muestra la eficacia de cada tipo de política según las condiciones que enfrenta el conjunto de mujeres en edad de procrear, por un lado, y las jóvenes entre 20 y 34 años de edad, por otro.

Cuadro 5  
**ARGENTINA: DISMINUCIÓN ESPERADA DE LA TASA DE MORTALIDAD  
EN LA NIÑEZ FRENTE A LA APLICACIÓN DE DIVERSAS POLÍTICAS  
PÚBLICAS, SEGÚN EDAD DE LAS MUJERES<sup>a</sup>**  
(En puntos porcentuales)

Tipo de política	Dimensión	Mujeres entre 15 y 49 años de edad	Mujeres entre 20 y 34 años de edad
Política 1a	Todas las madres completan educación básica	2,4	1,4
Política 1b	Las madres y las parejas completan educación básica	2,9	1,9
Política 1c	Las madres y las parejas completan educación media	13,1	9,1
Política 2	Todos los hogares tienen cobertura de salud	0,6	1,8
Política 3a	Se elimina la pobreza coyuntural	1,8	1,2
Política 3b	Se elimina la pobreza estructural	1,2	1,1
Política 3c	Se elimina la pobreza extrema	7,3	6,7
Política 3d	Se elimina todo tipo de pobreza	9,4	8,2

**Fuente:** Elaboración propia.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad de niños menores de 5 años.

Si la política pública apunta a todas las dimensiones conjuntamente pero no con demasiada ambición (por ejemplo, pensando solo en que las mujeres alcancen la educación básica completa), la mortalidad de los hijos de mujeres entre 15 y 49 años de edad se reduciría del 26,4 por mil registrado al 15,1 por mil; para las mujeres más jóvenes, una política de esa naturaleza haría retroceder la mortalidad de niños del 21 por mil registrado al 11 por mil. Nótese que las políticas no son inapropiadas ni de difícil cumplimiento. La educación básica y secundaria es obligatoria en la Argentina, y el ejercicio se realizó suponiendo que toda la población femenina, independientemente del grupo de edad, termine el nivel básico. La cobertura en salud es una meta no demasiado costosa y completamente factible.

Lo interesante de este enfoque reside en su carácter multidimensional. Resalta la importancia de trascender el fenómeno estrictamente sanitario y llama la atención acerca de la necesidad de actuar en áreas como educación, vivienda y programas contra la pobreza para atacar un fenómeno socialmente inaceptable como es la desigualdad social del derecho a la vida.

## **6. Extensiones sobre la base de la Encuesta de Condiciones de Vida**

También se realizaron estimaciones con una base de datos alternativa al censo, que cubre la población del total del país: la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) realizada, al igual que el censo, en 2001. Para mantener la homogeneidad con lo tratado hasta aquí se trabajó con los dos grupos de mujeres: de 15 a 49 años y de 20 a 34 años. La ECV fue realizada por el Sistema de Información, Evaluación y Monitoreo de Programas Sociales (SIEMPRO) y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC)<sup>16</sup>. A diferencia de otras encuestas que se realizan en el país (como la Encuesta Permanente de Hogares), la ECV incluye ciudades pequeñas y tiene representatividad nacional, y además provee información sobre el alcance y grado de cobertura de programas y servicios sociales. Cubre también aspectos temáticos relacionados con la vivienda, la salud reproductiva, problemas en el rendimiento educativo, trabajo infantil, cuidado de la primera infancia, vida cotidiana y trabajo voluntario.

<sup>16</sup> Esta encuesta contó además con el apoyo del Programa para el Mejoramiento de las Encuestas y la Medición de las Condiciones de Vida en América Latina y el Caribe, ejecutado desde 1996 por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID), el Banco Mundial y la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), en conjunto con las instituciones y agencias especializadas de los países participantes.

Los resultados de esta extensión se muestran en el cuadro A.1 del anexo. Como conclusión general, puede decirse que los resultados obtenidos para el conjunto del país no difieren en lo esencial de los obtenidos para el NOA con datos censales, principalmente en cuanto a la relevancia de los parámetros.

Por ejemplo, la mayor educación materna reduce la probabilidad de morir de los niños. Los parámetros estimados con datos de la ECV son muy parecidos a los estimados con información del Censo de 2001. Las variables de tipo ocupacional no resultan significativas en la explicación del número de hijos fallecidos por mujer. Este resultado sorprende tanto por la importancia que tiene la presencia de la madre en el hogar para la salud y la sobrevivencia del niño, como por los mayores recursos que puede generar una mujer que esté inserta en el mercado de trabajo, como establece la literatura sobre el tema; es decir, no existe *a priori* un signo teóricamente predeterminado para las variables que representan la inserción productiva de la mujer.

Por su parte, la condición de pobreza por ingresos del hogar tiene un gran poder explicativo. Los niños nacidos en hogares pobres enfrentan muchas menos chances de sobrevivir que los niños iguales en todo lo demás pero nacidos en hogares no pobres. Sin embargo, pudo constatarse que el impacto de la indigencia es mucho menos intenso que el provocado por la condición de pobreza solamente. En términos intuitivos esto significa que la carencia de medios materiales ocasiona impactos serios en salud y que no resulta necesario que tales carencias lleguen a un extremo como la condición de indigencia para que la incidencia sea profunda.

La ECV permite asimismo incluir variables para capturar el posible efecto de los hábitos de vida, además de las consultas al sistema de salud. Las siguientes variables no fueron significativas para explicar los diferenciales de mortalidad: actividad física de la madre, consulta médica en ninguno de los períodos de tiempo considerados y cobertura del seguro de salud. No obstante, cabe remarcar que “consulta médica” fue una variable significativa en el tramo de 20 a 34 años de edad. Hay que considerar que esta variable puede entenderse en dos sentidos opuestos. Por un lado, que una persona concorra a consulta médica puede indicar que cuida de su salud; en este caso, cabría esperar un coeficiente de signo negativo. En sentido inverso, este dato permite detectar también a la población más enferma: las que más concurren a consulta médica son las mujeres que tienen más problemas de salud. En suma, la consulta puede o no estar relacionada con las chances de supervivencia de niñas y niños, dependiendo de qué motivó la consulta de la madre. Por otra parte, hay que tener en cuenta que nuevamente se presenta el desfase entre el período de

referencia de la encuesta y el período en que se tuvieron los hijos y estos estuvieron expuestos al riesgo de morir.

Por el contrario, resultaron significativos el tabaquismo en ambos grupos de mujeres (con signo positivo para el coeficiente) y el uso de anticonceptivos en el grupo de 15 a 49 años (parámetro de signo negativo). El consumo de tabaco indicaría hábitos que impactan negativamente en las probabilidades de sobrevida de los niños. En cuanto al uso de anticonceptivos, la interpretación no es sencilla. Quizás podría suponerse que el control de la natalidad señala a aquellas mujeres que prefirieron menos hijos y una mayor inversión en cada uno de ellos.

Por último, las regresiones muestran un importante resultado: controlados todos los determinantes mencionados de la mortalidad infantil, la región de residencia de las madres desaparece como un elemento del conjunto de factores que ayudan a explicar las diferencias de sobrevida en la infancia. Nótese que en este caso la categoría de referencia es la Región Patagónica, dado que para la ECV el conjunto poblacional englobado en la denominación Gran Buenos Aires está incluido en la Región Pampeana.

## C. Conclusiones

En este trabajo se han analizado algunos aspectos de la mortalidad en los primeros años de vida en la Argentina y en seis provincias del NOA usando datos internacionales, de las estadísticas vitales y otros provistos por el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas y por la Encuesta de Condiciones de Vida, ambos de 2001. Se ha observado que la mortalidad en la niñez ha estado descendiendo en todo el territorio nacional desde hace ya unas cuantas décadas, pero dicha declinación no será suficiente para alcanzar la cuarta meta del milenio establecida en la Declaración del Milenio de las Naciones Unidas. Persisten marcadas disparidades entre regiones que, en cierta forma, ocultan diferencias entre grupos sociales dentro de las unidades espaciales. Por ejemplo, la mortalidad de los niños nacidos de madres con un bajo nivel educativo (menos que primaria) duplica a la de los hijos de mujeres que lograron completar la educación secundaria.

La educación media universal y la erradicación de todo tipo de pobreza (estructural, por ingreso, o de ambos tipos) son los logros con mayor impacto en la sobrevida en la infancia. Aun sin que se modifiquen las condiciones restantes, el primer logro haría descender 13 puntos por mil la mortalidad en los primeros años de vida, mientras que la eliminación de la pobreza provocaría una reducción de 9,4 puntos por mil en el nivel

actual de la mortalidad en la niñez. Otros objetivos más realistas y menos onerosos en términos de movilización de recursos, como la educación básica para todos y la cobertura universal de la salud, también tienen un impacto significativo. Los datos del Censo de 2001 revelan que un 19% de las mujeres entre 15 y 49 años de edad tienen una educación menor a la primaria completa, que el 49% no cuentan con cobertura de salud y que más del 65% experimentan algún tipo de pobreza de las analizadas en este trabajo.

A este grupo de mujeres se asocia una alta proporción de la mortalidad de los niños como consecuencia de causas fácilmente evitables con la tecnología médica actual y disponible. Se ha visto en este trabajo que los contrastes llevan a extremos verdaderamente inadmisibles: un niño nacido de una mujer que se encuentre en una de las tantas situaciones social y económicamente desventajosas tiene una probabilidad de morir cercana a 90 por mil, mientras que un niño similar en todo lo demás pero que nació de una mujer en una de las mejores situaciones sociales y económicas, registra una probabilidad de fallecimiento de 9 por mil.

Se obtiene un resultado curioso al estimar una regresión para el total del país, ya que las variables binarias representativas de las regiones pierden significación estadística para explicar el número de niñas y niños fallecidos. Esto no permite rechazar la hipótesis de que son las diferencias de mortalidad provocadas por niveles de pobreza, educación y acceso a servicios las que se manifiestan a través de las regiones o unidades espaciales menores, como las provincias.

## Bibliografía

- Bhem Rosas, H. (1990), "Los determinantes de la sobrevida en la infancia", *Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia*, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Santiago de Chile.
- Bhem Rosas, H. y A. Soto (1990), "Costa Rica: El descenso reciente de la mortalidad en la infancia por grupos socioeconómicos", *Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia*, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Santiago de Chile.
- Blinder, A. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, vol. 8, N° 4.
- Brass, W. (1975), *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Date*, Chapel Hill, Carolina Population Center, Laboratories for Population Statistics.
- Cid, J. C. y J. Paz (2004), "Pobreza, educación y discriminación. Los aborígenes en Salta (Argentina)", *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Buenos Aires.
- (2005), "Diferencias sociales de riesgo de muerte en la infancia", *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, La Plata.

- DEIS (Dirección de Estadísticas e Información de Salud) (2012), *Estadísticas vitales, Información básica - año 2011*, Buenos Aires, Ministerio de Salud, diciembre.
- Guzmán, J. M. (1990a), “Metodología”, *Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia*, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Santiago de Chile.
- \_\_\_\_ (1990b), “Honduras: diferenciales socioeconómicos en las tendencias de la mortalidad en la niñez, 1974-1983”, *Factores sociales de riesgo de muerte en la infancia*, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), Santiago de Chile.
- Knoll Rajaratnam, J. y otros (2010), “Neonatal, post-neonatal, childhood, and under-5 mortality for 187 countries, 1970—2010: a systematic analysis of progress towards Millennium Development Goal 4”, *The Lancet*, vol. 375, N° 9730.
- Ministerio de Salud (2012), *Mortalidad infantil según criterios de reducibilidad - Tercera revisión*, serie 3, N° 56, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Dirección Nacional de Maternidad e Infancia/Dirección de Estadísticas e Información de Salud/Comisión Nacional de Clasificación de Enfermedades/Sociedad Argentina de Pediatría.
- Naciones Unidas (2013), *World Population Prospect. The 2012 Revision*, Nueva York [en línea] <http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm>.
- \_\_\_\_ (2010), *Objetivos de Desarrollo del Milenio, Informe 2010*, Nueva York [en línea] <http://www.un.org/es/millenniumgoals/childhealth.shtml>.
- \_\_\_\_ (1990), *Step-by-Step Guide to Estimation of Child Mortality*, Nueva York.
- Oaxaca, R. (1973), “Male female wage differentials in urban labor market”, *International Economic Review*, vol. 14, N° 3.
- PNUD (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo) (1996), *Informe sobre Desarrollo Humano 1996*, Madrid, Ediciones Mundi-Prensa.
- Ranis, G., F. Stewart y A. Ramírez (2000), “Economic growth and human development”, *World Development*, vol. 28, N° 2.
- Trussell, J. (1975), “A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates”, *Population Studies*, vol. XXIX, N° 1.

## Anexo

Cuadro A.1  
**ANÁLISIS MULTIVARIADO DE LA MORTALIDAD DE LOS HIJOS  
 EN LA ARGENTINA: REGRESIÓN BINOMIAL NEGATIVA  
 (VARIABLE DEPENDIENTE: HIJOS FALLECIDOS)<sup>a</sup>**

Variable/categoría	Mujeres de 15 a 49 años de edad <sup>b</sup>		Mujeres de 20 a 34 años de edad <sup>b</sup>	
	Coefficiente	Estadístico z	Coefficiente	Estadístico z
Edad	0,184***	2,880	-0,600*	-1,770
Edad al cuadrado	-0,002**	-2,070	0,013**	2,150
Educación de las madres (años de escolaridad)				
4-6	-0,352	-1,040	-0,703	-1,210
7-11	-0,600*	-1,860	-0,820	-1,530
12 y más	-1,032***	-2,930	-1,621***	-2,790
Situación laboral				
Ocupada	0,049	0,320	-0,106	-0,420
Desocupada	-0,099	-0,450	-0,389	-1,290
Pareja				
Tiene	-0,064	-0,420	0,130	0,530
Pobreza				
Pobre	0,482***	2,760	1,040***	3,190
Indigente	0,320*	2,060	0,432**	1,860
Ingreso per cápita del hogar	0,000	0,590	0,001	1,510
Condiciones de vida				
Realiza actividad física	-0,021	-0,100	-0,136	-0,390
Usa anticonceptivos	-0,361**	-2,180	-0,437	-1,630
Usaba anticonceptivos antes del embarazo	0,034	0,210	0,160	0,530
Consultó al médico en el último año	0,114	0,330	1,709**	2,360
Consultó al médico en un período hace 1 y 3 años	-0,165	-0,470	1,080	1,460
Consultó al médico hace más de 3 años	-0,155	-0,440	1,341*	1,720
Consultó al médico en el último mes	0,071	0,500	0,099	0,380
Fuma	0,318**	2,310	0,523**	2,290
Tiene cobertura de salud	-0,004	-0,110	-0,038	-0,560
Región de residencia				
Pampeana	0,088	0,500	0,243	0,770
Noroeste argentino (NOA)	0,194	1,140	0,096	0,310
Nordeste argentino (NEA)	0,134	0,720	-0,176	-0,480
Cuyo	0,307	1,460	0,195	0,550
Ordenada	-6,702	-5,640	1,592	0,350
Número de observaciones	9 469		4 135	
Pseudo R2	0,058		0,102	
Alfa	3,513		1,587	
	(0,975)		(1,036)	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2001.

<sup>a</sup> Corresponde a la mortalidad de niños menores de 5 años.

<sup>b</sup> Niveles de significancia: \*\*\* Significativamente distinto de cero al 1%; \*\* Significativamente distinto de cero al 5%; \* Significativamente distinto de cero al 10%. En el resto, no puede rechazarse la hipótesis nula.