

Mortalidad infantil y prematura en Argentina: poder explicativo de las diferencias socioeconómicas y de acceso a servicios de salud

Infant and premature mortality in Argentina: explicative power of socio-economic and health care accessibility differences

Sergio Terrasa*, Fernando Rubinstein#, Nancy GiraudoS, Marcelo Bortman¥.

Resumen

Objetivos: determinar en Argentina el poder explicativo de las diferencias socioeconómicas y de acceso a servicios de salud sobre las diferencias interprovinciales de mortalidad infantil (MI) y prematura por todas las causas en años de vida potencial perdidos excluyendo las ocurridas antes del primer año de vida (AVPPtot1a70).

Metodología: estudio ecológico de las provincias argentinas. Usando MI y AVPPtot1a70 de 1996 como variables dependientes e información censal de 1991 sobre ingresos, estructura familiar, educación, vivienda, acceso a servicios de salud, ocupación y urbanización como variables independientes, se hizo un análisis de regresión lineal múltiple para determinar los mejores predictores y se lo validó con información de 1999 y 2000.

Resultados: las diferencias interprovinciales en el porcentaje de hogares con hacinamiento (1991) explican el 62% de las diferencias interprovinciales de MI y el 37% de las de AVPPtot1a70 durante 1996; las de cobertura de salud, el 34% de las variaciones de MI y el 20% de las de AVPPtot1a70; las educativas, el 40% de las variaciones de MI y el 34% de las de AVPPtot1a70. No son buenos predictores la densidad de médicos y camas hospitalarias. Los modelos multivariantes no cambiaron sustancialmente los resultados principales.

Conclusiones: en Argentina, la mortalidad infantil y la prematura por todas las causas están asociadas a la pobreza estructural y a la ausencia de cobertura de salud. Deberían hacerse esfuerzos para disminuir las profundas desigualdades existentes.

Abstract

Objectives: to determine the explicative power of socio-economic and health care accessibility differences within the Argentine provinces in infant mortality (IM) and premature mortality for all causes, in years of potential life lost excluding deaths during de first year of life (YPLL-1to70).

Material & methods: this was an ecologic study of Argentine provinces. Using the 1.996 IM and YPLL-1to70 as dependent variables, and the 1991 National Census data on incomes, family structure, education level, housing, health care accessibility, occupation and urbanization as independent variables, a multiple lineal regression analysis was performed in order to determine the best predictors. This analysis was validated with 1999 and 2000 data.

Results: the differences in the percentage of households with crowding (1991) explained 62% of the interprovincial differences in IM and 37% of YPLL-1to70 during 1996. Health insurance status explained 34% of the corresponding differences in IM and YPLL-1to70, and educational variables explained 40% of the differences in IM and 34% in YPLL-1to70. Density of physicians and numbers of hospital beds are not good predictors. Multivariable models did not significantly change the main results.

Conclusions: in Argentina, infant mortality and premature mortality for all causes are associated with structural poverty and absence of health insurance. Great efforts are needed to decrease these deep existing inequities.

Palabras clave: mortalidad infantil/tendencias, educación/estadística y datos numéricos, índice de embarazo/tendencias, capacidad de camas en hospitales, hacinamiento.

Key words: infant mortality trends, education/ statistics and numerical data, pregnancy index/trends, hospital beds availability, crowding.

* Especialista en Medicina Familiar, Máster en Efectividad Clínica. Unidad de Medicina Familiar y Preventiva (UMFyP) y Cátedra de Salud Pública de la Escuela de Medicina del Hospital Italiano de Buenos Aires (HIBA), Argentina. sergio.terrassa@hospitalitaliano.org.ar

Especialista en Medicina Familiar. Master en Salud Pública. UMFyP del Hospital Italiano del HIBA.

§ Especialista en Medicina Familiar, Master en Salud Pública. UMFyP del HIBA.

¥ Especialista en Salud Pública. Oficina Regional para América Latina y el Caribe. Banco Mundial. mbortman@worldbank.org

Introducción

La salud de una población está condicionada por diversos factores^{1, 2, 3, 4} existiendo una latencia de dos a diez años⁵ entre algunos determinantes (ej. desempleo) y el resultado adverso (ej. mortalidad) además de haber una intrincada relación entre el grado de educación alcanzado por la madre⁶, la cantidad de hijos tenida⁷ y la mortalidad infantil⁸. Otros determinantes estudiados son las diferencias económicas⁹ y educativas¹⁰, las de desarrollo industrial¹¹, la densidad de médicos¹², la utilización de recursos sanitarios⁷, el desarrollo de la atención primaria⁷, la proporción de hogares monoparentales con mujeres como jefas de familia¹⁰, el bajo nivel educativo¹⁰, la composición racial¹⁰, el acceso a agua potable¹³, la densidad de teléfonos¹⁴, etc.

Dempsey¹⁵ observó en 1947 que las tasas convencionales de mortalidad no daban suficiente importancia a las muertes ocurridas en edades tempranas e introdujo el concepto de años de vida potencial perdidos (AVPP). En 1950, Haenszel¹⁶ comparó diferentes métodos para el calcularlos^{**} y en 1974 Romeder y McWhinnie¹⁷ recomendaron utilizarlos como un indicador para la planificación de la salud. En los últimos años se han llevado a cabo numerosos estudios de evolución temporal¹⁸, variaciones geográficas¹⁹, de raza y clase social^{20, 21}. La MI oscila en América desde 6,43 cada mil nacidos vivos (Canadá) hasta 87,3 (Bolivia). En Argentina es de 20,8, con importantes diferencias interprovinciales (mínimo 9,7 y máximo 34,4)²². El 7% de los hogares de la Ciudad de Buenos Aires tenía en 1991 necesidades básicas insatisfechas (NBI) mientras que en Formosa esta condición afectaba al 33%; la tasa de analfabetismo era de 0,7% en la Ciudad de Buenos Aires y de 7,6% en Chaco, etc. La MI en 1996 fue de 9,7/1000 nacido vivos en Tierra del Fuego y de 34,4/1000 en Chaco.

Existen estudios^{23, 24, 25, 26} que han mostrado asociación entre algunos variables socioeconómicas y resultados de la salud en Argentina: tasas de mortalidad prematura (en las provincias con mayores ingresos per-cápita en 1995 se perdieron 6.702 años potenciales de vida cada 100.000 habitantes durante 1.997 y en las de

menores ingresos, 9.686); correlación entre el índice de desarrollo humano por provincia de 1.993 y la tasa ajustada por mortalidad general y por infecciones en 1997 en Argentina; etc.

Sin embargo, no hemos podido identificar estudios publicados que hayan analizado cuantitativamente qué fracción de la variabilidad geográfica de la mortalidad infantil y prematura de Argentina es explicable por condiciones socioeconómicas. El objetivo de este trabajo es llenar este vacío permitiendo a quienes se encuentran en niveles de decisión política (especialmente los de gestión local) tener elementos para priorizar la asignación de recursos y esfuerzos, así como documentar la actual situación de inequidad en Argentina con el objetivo de fortalecer las demandas de los actores sociales involucrados.

Objetivos

Determinar qué fracción de la variabilidad interprovincial de mortalidad infantil y mortalidad prematura por todas las causas, puede ser explicada en Argentina por diferencias socioeconómicas y demográficas. Determinar cuáles variables explican mejor esas diferencias.

Materiales y métodos

Estudio ecológico de corte transversal con datos agregados secundarios discriminados por provincia obtenidos del Ministerio de Salud y Acción Social, de la Dirección de Estadísticas de Salud del Proyecto de Vigilancia de la Salud y Control de Enfermedades; del Instituto Nacional de estadísticas y Censo y de la Organización Panamericana de la Salud.

Las variables dependientes fueron *Mortalidad infantil (MI)* como número de muertes durante el primer año de vida cada mil nacidos vivos según la provincia de residencia de la madre en 1996²⁷ y mortalidad prematura en años de vida potencial perdidos²⁸ en 1996 por jurisdicción (reportados como AVPP cada 10000 habitantes y calculados en base a los 70 años como edad de referencia¹⁷, analizando los *años potenciales de vida por todas las causas perdidos en 1996 excluyendo los ocurridos durante el primer año de vida*[†] (AVPPtot1a70).

** Concepto de Años de Vida Potencial Perdidos (AVPP): intenta resumir en forma ponderada los años potenciales de vida perdidos (por todas las causas o por causas específicas) en una población tomando como referencia una edad consensuada de expectativa de vida. Ésta puede ser la expectativa de vida de esa población o una edad arbitraria (ej. 65 ó 70 años) que permita comparar dos poblaciones con diferente expectativa de vida. Conceptualmente, a cada muerte (según la edad a la que falleció el individuo) se la valora asignándole el número de años que le restarían a esa persona para llegar a la edad de referencia.

† El objetivo de la exclusión de las muertes ocurridas durante el primer año de vida es eliminar la alta ponderación que tienen éstas en el cálculo de los años potenciales de vida perdidos (cada muerte es tomada como \cong 70 años de vida perdidos) para poder así valorar la mortalidad prematura resultante de mecanismos diferentes a los que inciden en el primer año de vida.

Las variables analizadas como posibles predictoras fueron el porcentaje de familias incompletas²⁹; el número medio de hijos que han tenido las mujeres de 49 años³⁰; la tasa de analfabetismo en mayores de 15³¹ y 10 años³², el porcentaje de la población de 25 o más años de edad que nunca asistió al sistema escolar³³; el porcentaje de viviendas tipo B³⁴, rancho o casilla³⁴, sin agua potable³⁵ o electricidad, con hacinamiento crítico³⁵ o necesidades básicas insatisfechas³⁶ (NBI); el porcentaje de la población sin cobertura de salud³⁷, la cantidad de habitantes por cama hospitalaria disponible en 1996³⁸ y la densidad de médicos en 1998²⁵; la tasa de desocupación³⁹, el porcentaje de la población ocupada en el sector público⁴⁰, en actividades primarias⁴¹, en tareas no calificadas⁴², de asalariados sin descuento jubilatorio⁴³; la concentración urbana por jurisdicción como ciudades de más de 2000 habitantes⁴⁴ y en ciudades de más de 100000 habitantes) y los ingresos *per cápita* en dólares en 1995²⁴.

Utilizando el programa STATA 6.0 se hizo un análisis de regresión lineal múltiple. Luego de dividir las variables predictoras en las siete áreas (composición familiar, educación, vivienda, cuidados de la salud, ocupación, urbanización e ingresos) se exploró por separado cada variable independiente de cada dominio (regresión lineal) y se seleccionaron las mejores de cada dominio sobre la base de los siguientes criterios: las de mayor variabilidad, las de mejor poder explicativo, las que no sustentan su poder explicativo en unas pocas observaciones influyentes[‡], la facilidad de interpretación y de comunicación del significado de la variable, el sentido común y la disponibilidad de la variable en el sitio de gestión.

En un segundo paso se analizaron las combinaciones de dos o tres variables predictoras de diferentes dominios que mejor explicaran las diferencias interprovinciales en cuestión. Se valoró cuanta información sumaba el agregado sucesivo no automático de cada una de ellas (selección "forward" realizada en forma manual) luego de haberlas ordenado en forma decreciente según su poder explicativo y se seleccionó el mejor modelo explicativo sobre la base de su parsimonia y su facilidad de ser explicado a personas sin conocimientos técnicos estadísticos o de salud pública.

Se probó la estabilidad del modelo predictivo con datos de 1999 y 2000.

Resultados

El *cuadro 1* describe las variables analizadas. Fueron excelentes predictores las diferencias interprovinciales en el porcentaje de hogares con hacinamiento o NBI, las de cobertura de salud (Obra social, plan médico o mutual) y las educativas. Otros buenos predictores fueron la fecundidad, el porcentaje de personas con empleos no calificados y el porcentaje de hogares sin agua potable. No hemos encontrado asociación entre la densidad de médicos y camas hospitalarias con los resultados evaluados. Los modelos multivariados no cambiaron sustancialmente los resultados principales del análisis. La validación de los resultados con los datos de mortalidad de 1999 mostró pequeñas diferencias en el poder de discriminación respecto de los predictores de 1991.

El *cuadro 2* muestra los resultados del análisis crudo de la asociación entre las distintas variables socioeconómicas de 1991 y MI de 1996. La mayoría de los indicadores socioeconómicos de 1991, especialmente los que dependen de la pobreza y exclusión de largo plazo explica gran parte de la variabilidad interprovincial de MI de 1996. También fue explorado como predictor la tasa de analfabetismo en mujeres de 15 años^{6,45} o más, con resultados similares. El grado de urbanización[§] no mostró mayor poder explicativo y tampoco lo hicieron los ingresos. Los modelos multivariados no mejoraron la predicción ya que el único que resistió los criterios de selección fue el integrado por hacinamiento y fecundidad, pero apareciendo ésta como un factor protector, lo que va en contra de la evidencia existente y nos llevó a descartarlo.

El *cuadro 3* muestra los resultados del análisis crudo de la asociación entre las distintas variables socioeconómicas de 1991 y los AVPP_{tot}1a70 de 1996. Ninguna combinación de variables mejora el poder explicativo de cualquiera de las variables predictoras mencionadas, usadas individualmente.

Las *figuras 1 y 2* son ejemplos de algunas de las correlaciones exploradas.

Discusión

Sobre la metodología empleada: por una limitación estadística relativa a la construcción del modelo de regresión debido a las 24 unidades de análisis el nuestro sólo podría incluir dos o tres predictores^{***}. Sin embargo

‡ El grado de influencia de las distintas observaciones fue evaluado volviendo a correr la regresión sin la observación "sospechada" de influyente y observando el porcentaje de variación del coeficiente de regresión respecto del obtenido a través del integrado por todas las variables.

§ Porcentaje de la población que vive en ciudades de más de 2000 ó 10000 habitantes.

*** Sin embargo la agregación de los datos por provincia confiere una ventaja: atenuar los errores de las tasas de mortalidad por enfermedades infrecuentes (en este caso tuberculosis) que son apreciables cuando se aplican a poblaciones de menos de 100.000 habitantes.

Cuadro 1: Descripción de las variables analizadas (24 observaciones).

Variables		Min.	Max.	
Variables dependientes	Mortalidad infantil de 1996 ^a	9,70	34,40	
	Años de vida potencial perdidos por todas las causas exceptuando los ocurridos durante el primer año de vida en 1996 ^b	438,09	713,53	
Variables predictoras (en %)	Necesidades básicas insatisfechas (1991)	6,6	33,6	
	Ingresos <i>per cápita</i> (1995)	3,76	21,3	
	Composición familiar (1991)	Familias incompletas	14,4	25,6
		Fecundidad	1,9	4,4
	Educación (1991)	Analfabetismo en mayores de 15 años	0,7	12,3
		Analfabetismo en mayores de 10 años	0,2	5,3
		Mayores de 25 años nunca escolarizados	1,2	13,1
	Vivienda (1991)	Viviendas tipo B	0,4	50,7
		Hacinamiento crítico	1,7	18,3
		Ranchos o casillas	1,2	25,5
		Sin agua potable	1,1	65,6
		Sin electricidad	0,0	37,1
	Acceso a la salud	Sin cobertura de salud (1991)	19,7	57,3
		Densidad de médicos (1998)	1,0	10,6
		Habitantes por cama (1996)	244	608
	Ocupación (1991)	Tasa de desocupación	3,0	9,0
		Tareas no calificadas	19,7	48,9
		Actividades primarias	1,0	37,6
		Asalariados sin descuento jubilatorio	18,8	45,7
		Trabajo en el sector público	14,7	46,3
Urbanización (1991)	% pobl. en ciudades de más de 2.000 hab.	60,7	100	
	% pobl. en ciudades de más de 100.000 hab.	26,7	100	

a Número de muertes durante el primer año de vida cada mil nacidos vivos según la provincia de residencia de la madre en 1996.

b Años de vida potencial perdidos por todas las causas en 1996 excluyendo los ocurridos durante el primer año de vida y calculados en base a los 70 años como edad de referencia.

habíamos recolectado la mayor cantidad de información posible sobre potenciales confundidores para ver si los hallazgos encontrados soportaban el ajuste por estas otras variables.

El objetivo de la exclusión de las muertes ocurridas durante el primer año de vida para el cálculo de la mortalidad evitable fue eliminar la alta ponderación que tienen éstas en el cálculo de los AVPP para valorar la mortalidad prematura resultante de mecanismos diferentes a los que inciden en el primer año de vida.

Podíamos haber reportado el riesgo atribuible poblacional⁴⁶, que estima la proporción de la tasa general de mortalidad que sería posible reducir si todas

las unidades analizadas tuvieran las tasas de la más favorecida (ej. la de MI). Sin embargo está método da demasiado peso a las observaciones extremas, por lo que hemos preferido usar el r^2 de la regresión, que significa la porción explicada de la variable analizada. Por ejemplo, un r^2 de 0,40 implica que la variable o el conjunto de variables predictor/a/s (ej. diferencias en la tasa de analfabetismo) es capaz de explicar el 40% de la variabilidad interprovincial de la variable dependiente (ej. diferencias de mortalidad infantil).

En Argentina varias provincias utilizaban, además de la moneda nacional (el peso) bonos provinciales de cancelación de deudas devaluadas respecto de aquel.

Cuadro 2: Asociación cruda entre los distintos predictores socioeconómicos de 1991 y la mortalidad infantil de 1996 de Argentina. Figuran en negrita las incluidas en el análisis multivariable.

Variable		Mortalidad infantil							
		1996 - Generación del modelo					1999 - Validación		
		Coef. correl	β	p	r^2 ajust ^c	Obs. infl	β	p	r^2 ajust ^c
Necesidades básicas insatisfechas (NBI)		0,68t	0,5	0,00	0,44	13%	0,4	0,00	0,41
Ingresos <i>per cápita</i>		-0,t66	-1,0	0,00	0,41	47%	NA		
Familia	Familias incompletas	0,54	1,0	0,01	0,25	32%	NA		
	Fecundidad	0,62	6,2	0,00	0,36	14%	5,0	0,00	0,42
Educación	Analfabetismo en mayores de 15 años	0,68	1,5	0,00	0,43	13%	1,2	0,00	0,55
	Analfabetismo en mayores de 10 años	0,64	3,3	0,00	0,38	10%	2,9	0,00	0,50
	Mayores de 25 años nunca escolarizados	0,60	1,3	0,00	0,33	18%	NA		
Vivienda	Viviendas tipo B	0,75	0,4	0,00	0,55	24%	NA		
	Hacinamiento crítico	0,80	1,1	0,00	0,62	9%	0,9	0,00	0,62
	Ranchos o casillas	0,67	0,6	0,00	0,42	23%	NA		
	Ausencia de agua potable	0,64	0,3	0,00	0,38	14%	0,2	0,00	0,44
	Ausencia de electricidad	0,65	0,4	0,00	0,40	42%	NA		
Cuidados de la salud	Ausencia de cobertura de salud	0,61	0,4	0,00	0,34	10%	0,3	0,00	0,38
	Densidad de médicos	-0,22	-0,8	0,30	0,00		NA		
	Habitantes por cama	0,03	0,0	0,90	-0,00		NA		
Ocupación	Tasa de desocupación	-0,30	-1,3	0,15	0,05		NA		
	Tareas no calificadas	0,73	0,7	0,00	0,53	15%	0,6	0,00	0,60
	Actividades primarias	0,55	0,4	0,01	0,27	24%	NA		
	Asalariados sin descuento jubilatorio	0,47	0,4	0,02	0,19	26%	NA		
	Trabajo en el sector público	-0,06	-0,5	0,39	-0,04	NA	NA		
Urbanización	En ciudades de más de 2.000 hab.	-0,61	-0,4	0,00	0,34	30%	NA		
	En ciudades de más de 100.000 hab.	-0,40	-0,1	0,09	0,11	NA	NA		

^c El r^2 se refiere al la fracción de la variable dependiente que es capaz de ser explicada por la presuntamente predictora. Por ejemplo, un r^2 de 0,44 para la variable necesidades básicas insatisfechas (NBI) de 0,44, implica que la variabilidad interprovincial del porcentaje de hogares con NBI explica el 44% de la variabilidad de mortalidad infantil entre las mismas provincias.

^d Variación (en %) del coeficiente de regresión luego de excluir la observación más influyente (la observación que luego de ser excluida provocó mayor variación del coeficiente de regresión).

Como no contábamos con la información suficiente ni confiable para tal tipo de ajuste (ingresos nominales por el poder adquisitivo de la moneda⁺⁺⁺) decidimos asumir homogeneidad del poder adquisitivo de la moneda.

Sobre los resultados: esperábamos poder explicar entre el 20 y el 40% de la variabilidad interprovincial de MI y prematura pero los resultados han superado

nuestras expectativas. Nuestros hallazgos muestran que el contar con un sólo dato (ej. el porcentaje de hogares con hacinamiento) predice casi tanto que el conocer mayor cantidad de datos, hallazgo previsible y no casual ya que la redundancia estadística, que en nuestro trabajo se expresa como “colinealidad de las variables”, corresponde en el mundo real a la fuerte asociación entre pobreza, ignorancia y enfermedad⁺⁺⁺.

⁺⁺⁺ Obtenido del Banco Mundial, se refiere al número de unidades de la moneda de un país que se necesita para comprar en el mercado nacional la misma cantidad de bienes y servicios que se podrían comprar con un dólar en los Estados Unidos.

⁺⁺⁺ Este círculo vicioso comprende malas condiciones sanitarias, pobres niveles de capacitación, escasa capacidad de ahorro, baja productividad, menor fortaleza para adaptarse fisiológicamente a un medio ambiente adverso, menor inversión por hijo, etc. Este círculo se replica en las generaciones posteriores a modo de “trampa”.

Cuadro 3: Asociación cruda entre los distintos predictores socioeconómicos de 1991 y los años de vida potencial perdidos por todas las causas excluyendo a los ocurridos durante el primer año de vida cada 10.000 habitantes en 1996 (en negrita las incluidas en el análisis multivariable).

Variable		Años de vida potencial perdidos por todas las causas excluyendo a los ocurridos durante el primer año de vida cada 10.000 habitantes										
		1996 Generación del modelo					1999 Validación					
		Coef correl	b	p	r ² ajust ^c	Obs. infl.	b	p	r ² ajust ^c			
Necesidades básicas insatisfechas (NBI)		0,56	5,2	0,00	0,28	21%	6,7	0,01	0,22			
Ingresos <i>per cápita</i>		-0,33	-6,0	0,10	0,07	NA	NA					
Familia	Familias incompletas	0,28	6,3	0,18	0,04	NA						
	Fecundidad	0,50	59,2	0,01	0,21	40%						
Educación	Analfabetismo en mayores de 15 años	0,56	14,5	0,00	0,29	17%						
	Analfabetismo en mayores de 10 años	0,40	25,0	0,05	0,12	38%						
	Mayores de 25 años nunca escolarizados	0,60	15,4	0,00	0,34	17%	16,7	0,02	0,18			
Vivienda	Viviendas tipo B	0,50	3,2	0,01	0,22	20%	NA					
	Hacinamiento crítico	0,63	10,7	0,00	0,37	19%	12,5	0,01	0,24			
	Ranchos o casillas	0,62	7,1	0,00	0,36	24%	NA					
	Ausencia de agua potable	0,53	2,6	0,01	0,24	25%						
	Ausencia de electricidad	0,58	4,0	0,00	0,30	43%						
Cuidados de la salud	Ausencia de cobertura de salud	0,48	3,8	0,02	0,20	26%	3,9	0,01	0,08			
	Densidad de médicos	-0,08	-3,4	0,69	-0,03	NA						
	Habitantes por cama	-0,20	-0,2	0,34	-0,00							
Ocupación	Tasa de desocupación	-0,39	-20,1	0,06	0,12	NA						
	Tareas no calificadas	0,58	6,5	0,00	0,31				17%	7,5	0,02	0,18
	Actividades primarias	0,52	4,5	0,01	0,24				22%	5,3	0,04	0,15
	Asalariados sin descuento jubilatorio	0,36	3,8	0,08	0,09				34%	NA		
	Trabajo en el sector público	-0,09	-0,9	0,67	-0,03				NA			
Urbanización	En ciudades de más de 2.000 hab.	-0,29	-2,3	0,17	0,04	NA						
	En ciudades de más de 100.000 hab.	-0,32	-1,5	0,18	0,05							

^c El r² se refiere a la fracción de la variable dependiente que es capaz de ser explicada por la presuntamente predictora. Por ejemplo, un r² de 0,2 en "ausencia de cobertura de salud", implica que la variabilidad interprovincial del porcentaje de personas sin cobertura de salud explica el 20% de la variabilidad interprovincial de años de vida potencial perdidos de 1 a 70 años.

^d Variación (en %) del coeficiente de regresión luego de excluir la observación más influyente (la observación que luego de ser excluida provocó mayor variación del coeficiente de regresión).

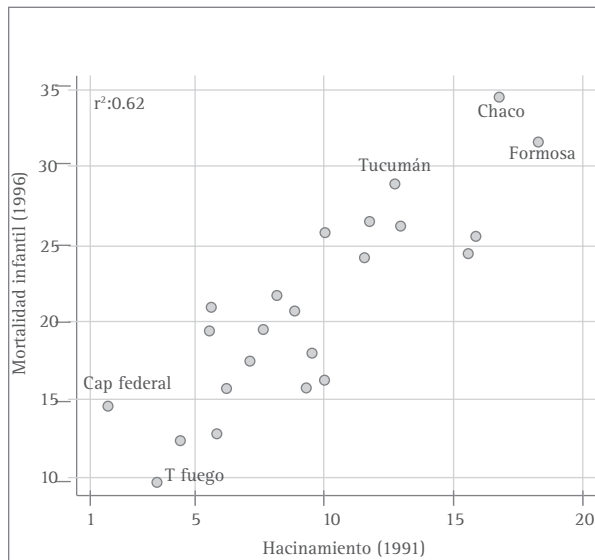


Fig. 1. Correlación entre la tasa de hacinamiento y la mortalidad infantil.

El mayor poder explicativo de nuestros predictores respecto de las diferencias de MI que del resto de las variables coincide con la noción de que la distribución de la mortalidad es menos azarosa en los grupos de edades más jóvenes⁴⁸.

Respecto de la relación entre la MI y la fecundidad, nuestros hallazgos fueron similares a los reportados en la literatura (en los países con una MI de más de 100 por cada mil nacidos vivos las mujeres tienen un promedio de 6,2 hijos cada una y en los países con MI menor a 10 cada mil nacidos vivos, 1,7⁶).

Si bien estos resultados podrían ser interpretados como una falacia ecológica^{49, 50, 51} la misma tendencia surge de estudios de datos individuales, lo que aporta mayor fuerza a la hipótesis de que exista una verdadera determinación de las consecuencias adversas de la salud.

El análisis multivariable ha servido para respaldar las predicciones del análisis crudo ya que las variables resistieron el ajuste por los potenciales confundidores. No han servido, sin embargo para lograr modelos predictivos más complejos integrados por dos o más variables (una educativa, otra de cobertura de salud, otra de vivienda, etc.) ya que el mínimo incremento de la fracción explicada de la variabilidad interprovincial de los resultados analizados (ej. MI) era al costo de disminuir la precisión de la estimación y, en ocasiones, de basarse en supuestos poco plausibles (ej. efecto protector del

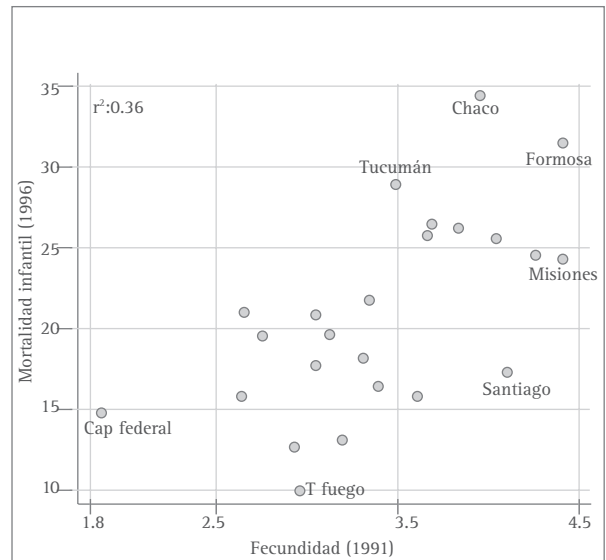


Fig. 2. Correlación entre la tasa de fecundidad y la mortalidad infantil.

analfabetismo) lo que decidió que los asumiéramos como meros artificios matemáticos.

Sobre las limitaciones de nuestros hallazgos: si en vez de contar con información agregada por provincia se hubiese contado con datos más granulares (ej. municipales) se habría logrado mayor potencia en el análisis⁵². Al usar promedios provinciales de algunas variables predictoras (ej. ingresos per cápita) se enmascara la falta de equidad intraprovincial⁴⁸ de la distribución del ingreso, lo que tenderá a subestimar los resultados. En cuanto a los reportes de muertes y de sus causas sabemos que hay un importante sub-registro, así como registro inadecuado (ej. algunas áreas rurales donde algunas muertes tempranas no son registradas ya que ni siquiera es registrado el nacimiento del niño). Si suponemos que el sub-registro no es parejo en las distintas provincias y que las mejor organizadas en cuanto a los reportes de información sobre mortalidad y estadísticas vitales (las de menor sub-registro) son las que mejores resultados en salud obtienen, podemos inferir que nuestro análisis habrá tendido a subestimar las asociaciones encontradas entre malas condiciones socioeconómicas y pobre resultados en mortalidad. Si bien no contamos con pruebas para respaldar esta apreciación consideramos muy poco probable que las asociaciones encontradas sean ficticias y se sustenten en que las provincias que peor notifiquen el número y las causas de muerte sean las que ostentan las mejores cifras socioeconómicas, educativas, de cobertura de salud, etc.⁵³⁵

535 El subregistro de mortalidad, estimado en un 3%, no es específico de alguna causa en particular, por lo tanto no existe evidencia de que las defunciones no registradas se comporten de manera diferente a las notificadas.

Este trabajo no logra capturar el importante aumento de la desocupación y la nueva pobreza por ingresos⁵³ de los años noventa medibles a través de la línea de indigencia (LI) y la de pobreza (LP). No ha sido posible incorporar esta información al análisis debido a que la misma es capturada con una estrategia de muestreo**** diferente⁵⁴.

Conclusión

La mortalidad infantil y la mortalidad prematura están fuertemente asociadas a los indicadores de pobreza estructural, siendo el porcentaje de hogares con hacinamiento un indicador preciso y fácil de obtener de esta condición.

La mortalidad infantil y la mortalidad prematura por todas las causas están moderadamente asociadas con la ausencia de cobertura de salud.

Referencias

- Martikainen P, Valkonen T. Excess mortality of unemployed men and woman during a period of rapidly increasing unemployment. *The Lancet*. 1996; 348 (9032): 909-912.
- Iversen L, Andersen O, Andersen PK, Christoffersen K, Keiding N. Unemployment and mortality in Denmark, 1970-80. *Br Med J (Clin Res Ed)*. 1987 Oct 10;295(6603):879-84.
- Moser KA, Goldblatt PO, Fox AJ, Jones DR. Unemployment and mortality: comparison of the 1971 and 1981 longitudinal study census samples. *Br Med J (Clin Res Ed)*. 1987 Jan 10;294(6564):86-90.
- Martikainen PT. Unemployment and mortality among Finnish men, 1981-5. *BMJ*. 1990 Sep 1;301(6749):407-11.
- Jin R, Shah C, Svoboda T. The impact of unemployment on Health: a review of the evidence. *Can Med Assoc J*. Sept 1. 1995; 153 (5): 529-540.
- Commission on Macroeconomics and Health. Ch. Sachs J. Macroeconomics and Health. Investing in Health for Economic Development. Report of The Comisión of macroeconomics and Health. World Health Organization, 2001. Se encuentra en: <http://www.cid.harvard.edu/cidcmh/CMHReport.pdf>
- Rosero Bixby L. Determinantes del descenso de la mortalidad infantil en Costa Rica. *Bol Of Sanit Panam*. 1985; 99 (5): 510-527.
- Robbins D. Gender, Human Capital and Growth: Evidence from Six Latin American Countries. OECD Development Centre. Technical Papers. No 151. Sept 1999. Se encuentra en URL: <http://www1.oecd.org/dev/publication/tp/tp151.pdf>
- Zurriaga Llorens O, Alfonso Sanchez JL, Sanchis Noguera B, Prado Del Bano MJ, Cortina Greus P. Algunos factores determinantes de la mortalidad infantil en España. *Salud Publica Mex*. 1990 Nov-Dec;32(6):665-72.
- Mansfield CJ, Wilson JL, Kobrinski EJ, Mitchell J. Premature mortality in the United States: the roles of geographic area, socioeconomic status, household type, and availability of medical care. *Am J Public Health*. 1999 Jun;89(6):893-8.
- Mackenbach JP, Looman CW. Living standards and mortality in the European Community. *J Epidemiol Community Health*. 1994 Apr;48(2):140-5.
- Shin EH. Economic and social correlates of infant mortality: a cross-sectional and longitudinal analysis of 63 selected countries. *Soc Biol*. 1975 Winter;22(4):315-25.
- Silva A, Duran M. Mortalidad infantil y condiciones higiénico sociales en las Américas. Un estudio de correlación. *Rev. Saúde publ. S. Paulo* 1990; 24: 473-80.
- González Pérez G, Herrera León L. Desarrollo social y mortalidad infantil, 1977-1986 en Cuba. Un análisis regional. *Rev. Saude pública, S. Paulo* 1990; (24): 186-95.
- Dempsey M. Decline in tuberculosis; the death rate fails to tell the entire story. *Am Rev Tuberc Pulm Dis* 1947; 86: 157.
- Haenszel W. A standardised rate for mortality defined in units of lost years of life. *Am J Public Health* 1950; 40: 17-26.
- Romeder JM, McWhinnie JR. Potential years of life lost between ages 1 and 70: an indicator of premature mortality for health planning. *Int J Epidemiol*. 1977 Jun;6(2):143-51.
- Charlton JR, Vélez R. Some international comparisons of mortality amenable to medical intervention. *Br Med J (Clin Res Ed)*. 1986 Feb 1;292(6516):295-301.
- Poikolainen K, Eskola J. Health services resources and their relation to mortality from causes amenable to health care intervention: a cross-national study. *Int J Epidemiol*. 1988 Mar;17(1):86-9.
- Woolhandler S, Himmelstein DU, Silber R, Bader M, Harnly M, Jones AA. Medical care and mortality: racial differences in preventable deaths. *Int J Health Serv*. 1985;15(1):1-22.
- Malcolm MS, Salmond CE. Trends in amenable mortality in New Zealand 1968-1987. *Int J Epidemiol* 1993; 22: 468- 474.
- Loyola E, Castillo-Salgado C, Najera-Aguilar P, Vidaurre M, Mujica OJ, Martínez-Piedra R. Los sistemas de información geográfica como herramienta para monitorear las desigualdades de salud. *Rev Panam Salud Publica*. 2002 Dec;12(6):415-28.
- Ramalle-Gomara E, Gonzalez Martinez MA, Lezaun Larumbe ME. Impacto del SIDA sobre la mortalidad prematura en la Rioja. *Aten Primaria*. 1996 May 15;17(8):517-20.
- Bortman M, Verdejo G, Sotelo J. Argentina 1999, Situación de la equidad en salud. Disponible en URL: <http://www.ops.org.ar/Equidad/SituEquidadArgen.htm>
- Ministerio de Salud de la República Argentina, la Organización Mundial de la Salud y la Organización Panamericana de la Salud. Indicadores Básicos. Argentina 2000. Disponible en URL: <http://www.ops.org.ar/Indicadores2000.pdf>
- Organización Panamericana de la Salud y la Organización Mundial de la Salud. Situación en Salud. Argentina 1999. Pag. 20 Condiciones de Vida en Indicadores de Salud. Disponible en URL: <http://www.ops.org.ar/SituacionDeSalud.pdf>
- Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 321).

**** La desocupación y la pobreza por ingresos son estimadas semestralmente en Argentina a través de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) que, por conveniencia operativa, se realiza en población urbana que reside en localidades de 5.000 habitantes o más. En el caso de la EPH los dominios de análisis no son las provincias argentinas sino las regiones (Pampeana, Noroeste, Noréste y Patagónica) las subregiones y los conglomerados urbanos seleccionados.

- 28 Calculados a partir de información no publicada y provista por el Dr Marcelo Bortman del Programa de Vigilancia de la Salud y Control de Enfermedades.
- 29 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 226.
- 30 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 150.
- 31 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. Pag 461).
- 32 Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales (Instituto Nacional de Estadística y Censos). Indicadores Básicos. Argentina 2000. Publicación Conjunta del Ministerio de Salud de la República Argentina, la Organización Mundial de la Salud y la Organización Panamericana de la Salud. <http://www.ops.org.ar/Indicadores2000.pdf>
- 33 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 455.
- 34 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 265.
- 35 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 273.
- 36 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 212.
- 37 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 367.
- 38 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 385.
- 39 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 493.
- 40 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 525.
- 41 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 528.
- 42 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 537.
- 43 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 544.
- 44 Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Procesamientos especiales de la Dirección de Estadísticas Sectoriales. Censo Nacional de Población y Vivienda de 1991. Situación y Evolución Social. Síntesis No4. Buenos Aires, 1998 Tomo 1. pp. 34.
- 45 Jamison D, Sandbu M, Wang J. Cross Country Variation in Mortality Decline, 1962-1987: The Role of Specific Technical Progress. April 2001. Disponible en internet: http://www.cmhealth.org/docs/wg1_paper4.pdf
- 46 Schneider M, Castillo-Salgado C, Bacallao J, Loyola E, Mujica O, Vidaurre M, Roca A. Métodos de medición de las desigualdades de salud. Rev Panam Salud Publica. 2002 Dec;12(6):398-414.
- 47 Mazzaferro V. El desarrollo de la Salud Pública en las Sociedades Humanas. En Mazzaferro V y col. Medicina y Salud Pública. Buenos Aires, 1999, Eudeba. Cap 1. pp. 19-47.
- 48 Starfield B. Equity and health: a perspective on non-random distribution of health in the population. Rev Panam Salud Publica. 2002 Dec;12(6):384-7.
- 49 Borja Aburto VH. Estudios ecológicos. Salud Publica Mex. 2000 Nov-Dec;42(6):533-8.
- 50 Hearst N, Hulley S. Using Secondary Data. En: Hulley S, Cummings S eds. Designing Clinical Research. An epidemiologic approach. 1988. Willams and Wilkins. Capítulo 6. Pp. 53-62.
- 51 Hennekens C, Buring J. Epidemiology in medicine. Little Brown. 1987.
- 52 Connell F, Diehr P, Hart L. The use of large data bases in health care studies. Ann Rev Public Health 1978; 8: 51-74.
- 53 Feijoo M. Nuevo país, nueva pobreza. Fondo de Cultura Económica.2001.
- 54 Argentina, Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos. Secretaría de Programación Económica y Regional. Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. Marco de Muestreo Nacional Urbano para Encuestas de Hogares. Metodología.: Diseño e implementación. Pag 11-28. Capítulo 5: Evaluación. Tomo: 12 Capítulo 2. pp. 39-45. Disponible en la Biblioteca del Instituto Nacional de Estadística y Censos. Buenos Aires, Argentina.