

# Notas 89

de población



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Comisión Económica para América Latina y el Caribe • CEPAL  
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía • CELADE

**Alicia Bárcena**

Secretaria Ejecutiva

**Antonio Prado**

Secretario Ejecutivo Adjunto

**Dirk Jaspers\_Fajjer**

Director, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía  
(CELADE) - División de Población de la CEPAL

**Susana Malchik**

Oficial a cargo  
División de Documentos y Publicaciones

La revista *Notas de población* es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL, cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina y el Caribe, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica dos veces al año, con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía propiamente tal como otros que aborden las relaciones entre las tendencias demográficas y los fenómenos económicos, sociales y biológicos. Las opiniones expresadas en esta revista son responsabilidad de los autores, sin que el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL, sea necesariamente partícipe de ellas.

**Comité editorial:**

Ciro Martínez Gómez, Coordinador

Fabiana del Popolo, Editora especial

Juan Chackiel, Magda Ruiz, Dirk Jaspers\_Fajjer, Jorge Martínez, Timothy Miller

Jorge Rodríguez, Paulo Saad, Susana Schkolnik, Miguel Villa, Orly Winer

Secretaria: Liliana Cuevas

Redacción y administración: Casilla 179-D, Santiago, Chile. E-mail: [liliana.cuevas@cepal.org](mailto:liliana.cuevas@cepal.org)  
Ventas: [publications@cepal.org](mailto:publications@cepal.org). Precio del ejemplar: 12 dólares. Suscripción anual: 20 dólares.

# Notas de población

---

Año XXXVI • N°89 • Santiago de Chile



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Comisión Económica para América Latina y el Caribe  
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población

Este número contó con el apoyo financiero parcial del Fondo de Población de Naciones Unidas (UNFPA).

Diseño de portada: Alejandro Vicuña

Ilustración de portada: "Paisaje De La Sima", Luis Millingalli, 2007.

---

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN versión impresa 0303-1829      ISSN versión electrónica 1681-0333

ISBN 978-92-1-323304-7

LC/G.2427-P

Nº de venta S.09.II.G.52

Copyright © Naciones Unidas 2009.

Todos los derechos reservados. Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

---

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, N.Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

## Sumario

Presentación	
Fuentes de datos demográficos: viejos problemas, potencialidades vigentes y nuevos desafíos en América Latina <i>Magda Ruiz y Fabiana del Popolo</i> . . . . .	7
La dinámica de la pobreza y las variables de población en la Argentina: un análisis longitudinal a partir de la encuesta permanente de hogares (1995-2003) <i>María Marta Santillán Pizarro y Benoît Laplante</i> . . . . .	13
La inclusión del enfoque étnico en los censos de población de América Latina <i>Susana Schkolnik</i> . . . . .	57
Uso de las estadísticas vitales de mortalidad para evaluar el impacto de la reforma del sector de la salud en las localidades de Costa Rica <i>Luis Rosero Bixby</i> . . . . .	101
Una metodología innovadora para la caracterización de la situación de salud de las poblaciones indígenas de Chile: limitaciones y potencialidades <i>Malva-marina Pedrero y Ana María Oyarce</i> . . . . .	119
Interacciones entre transición demográfica y epidemiológica en Nicaragua: implicancias para las políticas públicas de salud <i>Mariachiara Di Cesare</i> . . . . .	147
La variable color o raza en los censos demográficos brasileños: historia y estimación reciente de las asimetrías <i>Marcelo Paixão</i> . . . . .	187

# Uso de las estadísticas vitales de mortalidad para evaluar el impacto de la reforma del sector de la salud en las localidades de Costa Rica

Luis Rosero Bixby<sup>1</sup>

## Resumen

La reforma del sector de la salud en Costa Rica, iniciada en 1995, no se llevó a cabo al mismo tiempo en todas las comunidades del país, sino que se aplicó paulatinamente en una especie de experimento natural, lo que permite evaluar sus consecuencias haciendo uso de las estadísticas vitales de mortalidad principalmente. Asumiendo un diseño de evaluación cuasi experimental, se analizan, con la ayuda de modelos de regresión múltiple, las tendencias en diversos componentes de la mortalidad en los 420 distritos del país durante el período 1985-2001. Por medio de estos modelos, se estima que la adopción de la reforma en un área redujo la mortalidad de los niños en un 8% y la de los adultos en un 2%. La reducción alcanzó el 14% en la mortalidad adulta debida a enfermedades transmisibles, fue nula en la de origen social y similar al total (2%) en la debida a enfermedades crónicas. Al traducir estos resultados a vidas salvadas, una simulación de la situación hipotética de ausencia de la reforma da cuenta de que gracias a esta se salvaron, aproximadamente, 120 niños y 350 adultos en el año 2001 únicamente. Un examen de la distribución geográfica y de las características de las áreas que adoptaron la reforma en distintos momentos muestra que se dio prioridad a las zonas más dispersas y de menor desarrollo socioeconómico, lo que redujo la brecha de equidad de acceso a servicios en el primer nivel de atención. La reforma del sector de la salud es posiblemente el acontecimiento más importante para la salud pública del país en la última década y parece ser la causa de la reversión de la tendencia al estancamiento y deterioro en la esperanza de vida de la primera mitad de los años noventa y del retorno del país a la senda del progreso en la segunda mitad de la década. El aumento de la esperanza de vida de los costarricenses de 76,2 a 77,7 años entre 1995 y 2000 es atribuible, en buena parte, a la reforma.

<sup>1</sup> Centro Centroamericano de Población, Universidad de Costa Rica, San José 2060, Costa Rica. Fax: (506) 207-4809. Correo electrónico: Lrosero@ccp.ucr.ac.cr.

## Abstract

The health sector reform initiated in Costa Rica in 1995, rather than being implemented simultaneously in all of the country's communities, was implemented in stages, in what constituted a sort of "natural experiment". As a result, it is possible to assess its consequences, primarily using mortality figures from the vital statistics record. Employing a quasi-experimental design and multiple regression models, the assessment analyses trends in various components of mortality in the country's 420 districts between 1985 and 2001. Based on these models, the study estimates that implementation of the reform in specific areas reduced child mortality by 8% and adult mortality by 2%. The reduction in adult mortality resulting from communicable diseases was 14%, while there was no change in mortality due to socially based diseases; declines in mortality due to chronic diseases was similar to the overall figure (2%). Translating the findings into numbers of lives saved, simulating a hypothetical situation with no reform, one can calculate that the reform saved approximately 120 children and 350 adults in 2001 alone. An examination of geographical distribution and other characteristics of the areas in which the reform was implemented at different times shows that priority was given to areas with the most dispersed populations and with the lowest levels of socioeconomic development. The initiative led to a reduction of the gap in access to primary care services. The health sector reform represents what is perhaps the most important event in the country's public health arena in the last decade, and seems to account for a reversal of the trend in which the life expectancy curve had flattened and declined during the first half of the 1990s—then turning positive once again in the second half of the decade. A good deal of the increase in the life expectancy of Costa Ricans—from 76.2 years to 77.7 years between 1995 and 2000—is attributable to the reform.

## Résumé

La réforme du secteur de la santé au Costa Rica, amorcée en 1995, ne s'est pas déroulée de façon simultanée dans toutes les communautés du pays ; elle a été appliquée progressivement dans le cadre d'un processus d'expérience naturelle qui a permis d'en évaluer les conséquences sur la base, essentiellement, de l'utilisation des statistiques vitales de mortalité. L'étude utilise un modèle d'évaluation presque expérimental pour analyser, à l'aide de modèles de régressions multiples, les tendances dans différentes composantes de la mortalité dans les 420 districts du pays au cours de la période 1985-2001. Grâce à ces modèles, on estime que l'adoption de la réforme dans une région donnée a réduit la mortalité des enfants de 8 pour cent et celle des adultes de 2 pour cent. Cette réduction atteint 14 pour cent dans la mortalité adulte résultant de maladies transmissibles, est nulle pour la mortalité associée à l'origine sociale et, d'une manière générale, similaire (2 pour cent) pour la mortalité résultant de maladies chroniques. Pour traduire ces résultats en nombre de vies sauvées, une simulation de la situation hypothétique d'absence de réforme permet de constater que, grâce à celle-ci, quelque 120 enfants et 350 adultes ont été sauvés pour la seule année 2001. Un examen de la distribution géographique et des caractéristiques des régions qui ont adopté la réforme à différents moments fait ressortir que la priorité a été accordée aux zones les plus dispersées et à moindre développement socio-économique, ce qui a également permis de réduire l'écart en termes d'égalité dans l'accès aux services du niveau primaire des soins. La réforme du secteur santé est probablement l'événement le plus important en matière de santé publique dans le pays au cours de la dernière décennie ; elle semble être à l'origine du renversement de la tendance à la stagnation et à la dégradation dans l'espérance de vie observée dans la première moitié des années 90 et de la reprise du progrès dans la deuxième moitié de cette décennie. L'augmentation de l'espérance de vie du Costa Rica qui est passée de 76,2 à 77,7 ans de 1995 à l'an 2000 est donc imputable, dans une large mesure, à la réforme.

## I. Introducción

**E**l propósito de este estudio es mostrar el uso de las estadísticas vitales de mortalidad en la evaluación del efecto del importante programa de reforma del sector de la salud costarricense.

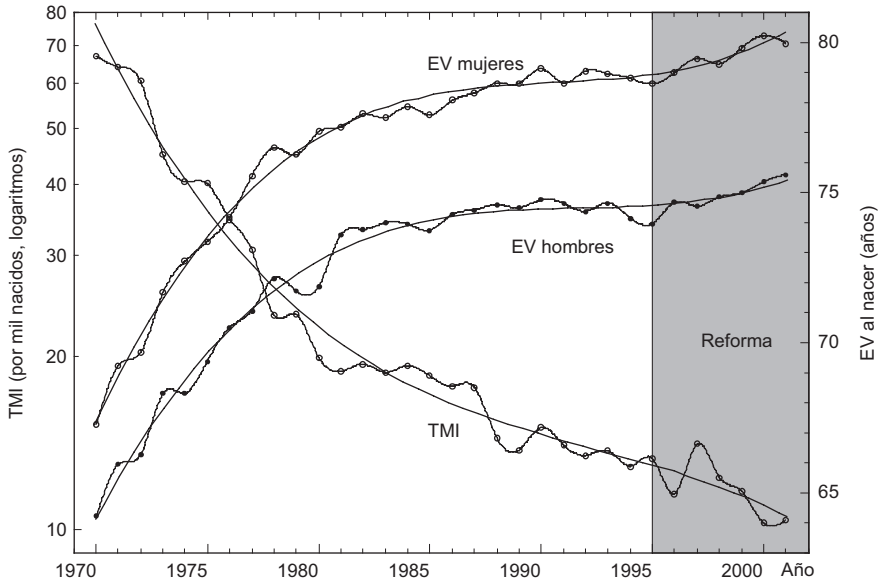
Costa Rica ha alcanzado un excelente nivel de salud. Su esperanza de vida al nacer (77,7 años) es la más alta del continente americano después del Canadá (Oficina de Referencias Demográficas, 2001), supera en 0,8 años la de los Estados Unidos de América (Arias, 2002) y en 2 años a la de Cuba, Puerto Rico y Chile. El sistema sanitario costarricense y sus logros han sido objeto de amplios análisis (Mesa-Lago, 1985; Rosero-Bixby, 1991 y 2004).

A pesar de estos logros, el excepcional avance logrado a lo largo de varias décadas se estancó entre 1990 y 1995, lo que hizo pensar que el país había alcanzado sus máximas posibilidades (véase el gráfico 1). Durante ese lustro, la esperanza de vida al nacer disminuyó de 76,9 a 76,2 años (CCP/ INEC, 2008). Sin embargo, esa tendencia adversa pudo revertirse y en 2000 la esperanza de vida aumentó a 77,7 años. Si bien este aumento de 1,5 años alcanzado en un quinquenio no parece tan espectacular como el observado en las décadas de 1940 y 1970, constituye un hecho muy meritorio, dado lo difícil que resulta elevar este indicador más allá de los niveles que ya había alcanzado Costa Rica. Este logro coincidió con la adopción del programa de reforma del sector de la salud en ese país. Cabe preguntarse si esta coincidencia temporal es una mera asociación fortuita o, por el contrario, puede establecerse un nexo causal entre la reforma y la reanudación del progreso.

La aplicación de la reforma del sector de la salud costarricense se inició en 1995 (aunque su planificación y los cambios administrativos se iniciaron varios años antes) y aún no había concluido a fines de 2003. Los objetivos de la reforma eran ambiciosos y diversos (MIDEPLAN/Ministerio de Salud, 1993; OPS, 2002). No obstante, en la práctica, las tareas se centraron en objetivos económicos, como mejorar la eficiencia y la racionalización en la asignación de recursos (véase, por ejemplo, Banco Mundial, 2001). Esto no es de extrañar debido a que el motor del proceso fueron los préstamos del Banco Mundial, con la consiguiente participación muy activa de economistas. Entre las piezas clave de la reforma en la búsqueda de una mayor eficiencia, se encuentran los llamados “compromisos de gestión”, que son documentos que suscriben los gerentes locales de la gestión de la salud (directores de áreas y de clínicas y hospitales) en los que se establecen metas e indicadores de progreso que sirven para la asignación de recursos y el posterior seguimiento de la gestión. Otra pieza clave de la reforma fue el establecimiento de los denominados Equipos Básicos de Atención Integral de la Salud (EBAIS), para prestar servicios en el primer nivel de atención y lograr una mayor efectividad. Los EBAIS son



Gráfico 1  
**COSTA RICA: TASA DE MORTALIDAD INFANTIL (TMI)  
 Y ESPERANZA DE VIDA (EV), 1970-2001**



Fuente: Elaboración propia.

equipos formados por uno o varios médicos y otros trabajadores de la salud. Cada equipo es responsable de la salud de un sector bien delimitado que abarca a alrededor de 4.000 personas. Originalmente, los EBAIS se implantaban en establecimientos de salud ya existentes. Sin embargo, este concepto evolucionó y en los últimos años se convirtieron en paquetes completos de recursos humanos e instalaciones con su propia planta física y, por lo tanto, constituyen un nuevo tipo de establecimiento de salud.

La mayor parte de los cambios introducidos por la reforma en la prestación de servicios tuvo lugar en el primer nivel de atención. Hasta el momento, las reformas de los hospitales estuvieron centradas principalmente en aspectos gerenciales, con la idea de lograr así una mejoría en la calidad de la atención sanitaria. La transferencia de establecimientos del Ministerio de Salud a la Caja Costarricense de Seguro Social (CCSS), efectuada como parte de la reforma, cambió sustancialmente la forma de brindar los servicios en el primer nivel de salud: numerosos centros y puestos se cerraron por considerarse redundantes o se dedicaron a otras funciones; se abrieron establecimientos de atención primaria como consultorios comunales; se reorganizó la provisión de servicios en los establecimientos existentes, y se crearon los EBAIS.

La reforma en los servicios de atención primaria de salud no ocurrió al mismo tiempo en todo el territorio nacional, como lo muestran los mapas publicados que incluyen la época de incorporación de las diferentes áreas (Rosero-Bixby, 2004). La incorporación al proceso de reforma de una zona geográfica determinada puede identificarse con la inauguración oficial del área de salud a la que pertenece la zona. El hecho de que la reforma no se adoptara al mismo tiempo en todo el país creó una situación de cuasi experimento natural, aprovechada en el presente estudio para evaluar el impacto de la reforma en la salud de las personas. La presente evaluación de impacto es, en esencia, una comparación de las tendencias en la mortalidad de las comunidades del país clasificadas según la época en que adoptaron la intervención. Si los datos muestran que las comunidades que adoptan la reforma tienden a reducir la mortalidad en mayor medida que en el período previo y que en las comunidades aún no reformadas, habría una evidencia de impacto. La evidencia sería más convincente si los datos muestran una suerte de dosis-respuesta en los efectos, es decir, que el efecto es más fuerte en las comunidades con más años de reforma. Si, además, estos efectos persisten cuando se comparan comunidades con características socioeconómicas y geográficas similares, la evidencia de impacto sería aun más poderosa.

A diferencia de estudios anteriores que centraron su atención en la eficiencia de la reforma, es decir, en los logros alcanzados en el campo gerencial, institucional o jurídico (Sáenz, 2002; Proyecto Estado de la Nación, 2002), este estudio tuvo por finalidad evaluar el impacto de la reforma del sector de la salud costarricense en la salud de las personas, es decir, en su efectividad.

## II. Materiales y métodos

El diseño de la evaluación es cuasi experimental (Mohr, 1988) con mediciones de resultados antes y después de la adopción de la intervención (la reforma) en áreas con y sin intervención. En la evaluación se utilizan dos procedimientos analíticos para neutralizar los posibles sesgos derivados de aplicar un diseño sin una aleatorización experimental completa: i) la técnica de la regresión múltiple para el control estadístico de los efectos de variables de confusión (por ejemplo, la propensión de un área a innovar o la propensión de otra a tener un deficiente desempeño en salud), que es equivalente a comparar solo comunidades con características de confusión similares, y ii) la inclusión de mediciones antes y después de la intervención a fin de comparar tendencias o cambios (en vez de niveles), lo que permite depurar la comparación de peculiaridades de la comunidad presentes en todo el período en estudio (por ejemplo, un subregistro de defunciones o condiciones ambientales favorables

para la salud); esto último se conoce en la jerga de la regresión para datos de tipo panel como “modelos de efectos fijos”.

La base de datos para la evaluación consistió en un panel de series temporales con observaciones anuales en el período 1985-2001 en los 420 distritos que existían en Costa Rica durante el censo de 1984. El distrito es el tercer nivel de la división político-administrativa del país, después de la provincia y el cantón. Por lo general, es una unidad geográficamente homogénea de entre 5.000 y 10.000 habitantes.

Para construir las series temporales, se tomó en cuenta que el número de distritos se elevó de 420 a 459 durante el período estudiado. Sin embargo, se pudo reconstruir la división distrital de 1984 debido a que la gran mayoría de los nuevos distritos se originaron íntegramente a partir de un distrito único anterior. En los pocos casos en que un nuevo distrito se originó a partir de más de un distrito, se identificaron los segmentos censales segregados y se hicieron las correcciones necesarias.

La base de datos fue desagregada por sexos y por nueve grupos de edad (menos de 5 años, 5 a 14 años, 15 a 24 años, 25 a 34 años, 35 a 44 años, 45 a 54 años, 55 a 64 años, 65 a 74 años y 75 años y más), lo que generó un total de casi 130.000 observaciones en los 420 distritos durante los 17 años de observación retrospectiva.

Las variables para el análisis fueron de cuatro tipos:

- Variables de resultado: número de defunciones por distrito, año, sexo y edad. Se estimaron modelos para la mortalidad de los niños menores de 5 años, adultos de 15 años y más, y para la mortalidad según tres grandes grupos de causas: i) por enfermedades transmisibles o desencadenadas por procesos infecciosos, que se denominarán en adelante simplemente “transmisibles” (diarreas, tuberculosis, infecciones respiratorias, otras enfermedades infecciosas y afecciones parasitarias, sida, desnutrición, enfermedades maternas y cáncer cervicouterino; ii) por afecciones de origen social (alcoholismo, accidentes, homicidio y suicidio), y iii) un grupo residual compuesto principalmente por afecciones crónicas y degenerativas. Como fuente de información, se utilizaron los archivos electrónicos de datos de defunción del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), disponibles en Internet (CCP, 2003).
- Variables de exposición: población de cada distrito por año, sexo y grupo de edad, según estimaciones del Centro Centroamericano de Población de la Universidad de Costa Rica (CCP, 2003).
- Variables que miden la intervención: una variable que indica si la reforma del sector de la salud se había adoptado en el distrito y

año en cuestión (con reforma = 1, sin reforma = 0); y una variable de intervalo que indica el número de años desde la adopción de la reforma (sin reforma = 0, un año = 1, dos años = 2, etc.). Estas variables se crearon a partir del dato del año de inauguración de 84 áreas de salud y la definición de los distritos que integraron cada área<sup>2</sup>. Por ejemplo, a la variable “reforma” de un distrito perteneciente a un área de salud inaugurada en 1997 se le asignó cero en los años del período 1985-1996 y uno desde 1997 en adelante.

- Variables de confusión o de control: se utilizaron cuatro indicadores provenientes de la información anual del registro de nacimientos (CCP, 2003): proporción de nicaragüenses, estimada por la proporción de madres nicaragüenses (esta variable se incluye en el estudio debido al extraordinario auge reciente de la migración nicaragüense a Costa Rica y debido a que muchos sectores atribuyen a esta migración un importante impacto en los servicios y en las tendencias de la salud en el país); tasa de fecundidad general (nacimientos por cada 100 mujeres de 15 a 44 años de edad); proporción de madres adolescentes (menores de 20 años de edad); y proporción de madres solteras. También se emplearon otros cuatro indicadores calculados mediante la interpolación de los datos de los censos de 1984 y 2000: proporción de adultos con estudios secundarios completos o incompletos; proporción de personas con seguro de salud dentro de la población total; índice normalizado de ingresos en el distrito (estimado según la posesión de 11 bienes en los hogares, promediado para el distrito y normalizado a la media y desviación estándares del censo correspondiente, de modo que se expresa como el número de desviaciones estándares con respecto a la media); proporción de personas que se habían trasladado a residir al distrito (desde el exterior o desde otros cantones) en los últimos cinco años.

## 1. Modelo de regresión

El impacto de la reforma se determinó con un modelo de regresión múltiple de Poisson (Cameron y Trivedi, 1998) con efectos fijos (Rosenzweig y Wolpin, 1986), utilizando el programa computacional Stata (Stata Corporation, 2001). Se estimaron modelos de efectos fijos, ya que estos permiten eliminar

<sup>2</sup> Sobre la base de una entrevista al geógrafo Luis Vilches de la gerencia de modernización de la Caja Costarricense de Seguro Social (CCSS).

los sesgos de selección persistentes en el tiempo mediante la comparación de las variaciones anuales. Se optó por un modelo de regresión de Poisson, considerando que la variable dependiente (el número de defunciones) es un conteo realizado con la distribución de Poisson, que toma valores enteros, positivos y generalmente de magnitud reducida. La regresión de Poisson es equivalente a una regresión lineal en los logaritmos de las tasas de mortalidad. Los coeficientes de la regresión exponenciados estiman riesgos relativos (RR) o razones de tasas. Los errores estándares de los coeficientes se estimaron usando procedimientos robustos existentes en el paquete de Stata, con el distrito como variable de conglomeración. Los coeficientes y sus errores estándares se estimaron mediante el método de máxima verosimilitud. Con los errores estándares se calcularon intervalos de confianza del 95% (IC95%) para identificar la significación estadística de los efectos de las variables explicativas en la variable dependiente (mortalidad) en la regresión.

Con los coeficientes de los modelos de regresión se simularon las tasas de mortalidad con y sin reforma para los distritos y, por agregación, para todo el país. Las tasas simuladas con reforma son, simplemente, las predichas por el modelo de regresión y los valores observados de las variables explicativas del modelo. Las tasas simuladas sin reforma son similares a las anteriores, excepto en que la variable indicadora de la reforma toma el valor cero (sin reforma) en todos los años y distritos.

### III. Resultados

Los 3,8 millones de habitantes de Costa Rica empadronados en el censo de 2000 se pueden dividir en tres grupos aproximadamente iguales, según la época en que sus distritos adoptaron la reforma sanitaria (véase el cuadro 1): el grupo pionero (1995-1996), el grupo intermedio (1997-2000) y el grupo tardío (de 2001 en adelante). La reforma se inició en las zonas periféricas (las más alejadas de la Gran Área Metropolitana de San José), preferentemente en las de menor densidad demográfica, caracterizadas además por tener un menor desarrollo relativo (Rosero-Bixby, 2004). Según los datos censales, el 34% de los adultos de las áreas pioneras tenían educación secundaria completa o incompleta, en comparación con el 49% y el 55% de los otros dos grupos, respectivamente (véase el cuadro 1). Las zonas de mayor concentración poblacional localizadas hacia el centro del país (donde se encuentra la Gran Área Metropolitana) se incorporaron después o aún no lo habían hecho en el momento en que se realizó este estudio.

Cuadro 1  
**COSTA RICA: CARACTERÍSTICAS DE LA POBLACIÓN Y LOS SERVICIOS SEGÚN  
 ÉPOCA DE LA REFORMA DEL SECTOR DE LA SALUD**

Indicadores	Total	Reforma 1995-1996	Reforma 1997-2000	Sin reforma
Población (en millones de personas)	3,81	1,27	1,31	1,23
Personas con educación secundaria	46%	34%	49%	55%
Inmigrantes nicaragüenses <sup>a</sup>	13%	12%	15%	14%
Mortalidad infantil (por mil) 1993-1995	13,4	14,5	12,5	13,2
Adultos de 15 años y más				
Todas las causas de mortalidad (por mil)	5,45	5,05	5,51	5,79
Por enfermedades transmisibles	0,32	0,32	0,31	0,34
Por causas sociales	0,59	0,65	0,57	0,56
Por enfermedades crónicas	4,53	4,08	4,63	4,88
Número de EBAIS <sup>b</sup> en 2001	665	343	264	58

**Fuente:** Elaboración propia.

<sup>a</sup> Madres nicaragüenses que aparecen en las estadísticas de nacimientos entre 1999 y 2001.

<sup>b</sup> EBAIS: equipos básicos de atención integral de la salud.

Por lo tanto, teniendo en cuenta los datos, se observa que la incorporación de las distintas regiones del país a la reforma no ocurrió al azar, sino que hubo una concentración de tareas en las zonas periféricas y en las poblaciones menos favorecidas. Sin embargo, no hay una asociación clara entre los niveles de mortalidad (infantil, adulta y por causa de muerte) y la incorporación de la reforma.

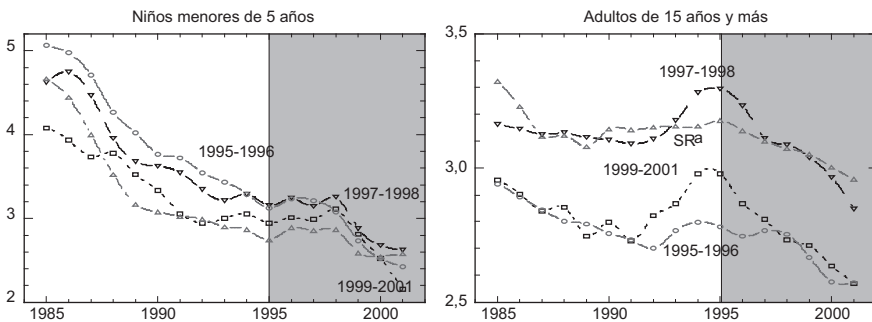
## 1. Tendencia de la mortalidad

Como se indicó en la introducción, según los indicadores nacionales de esperanza de vida y de mortalidad infantil, a partir de 1995 se reactivaron los avances en la salud del país después de varios años de estancamiento e, incluso, deterioro. Con la base de datos del presente estudio se logró desagregar las tendencias nacionales para poblaciones diferenciadas según la época de adopción de la reforma. Si las curvas de tendencia mostraran que no hubo progreso en las poblaciones sin reforma, mientras que la reactivación del progreso ocurrió principalmente en las poblaciones con reforma y coincidiendo con la época en que estas la adoptaron, sería una evidencia de que la reactivación fue causada por la reforma.

Para observar las tendencias en relación con la reforma, en una primera aproximación, se agruparon 420 distritos en cuatro conjuntos, según el año de

adopción de la reforma. Además, se agregó la información de los dos sexos y las edades en una sola curva, manteniendo únicamente la distinción entre niños menores de 5 años y adultos. Los resultados de este análisis descriptivo se muestran en el gráfico 2. Aunque las diferencias en las tendencias no son muy claras, se distingue cierta proclividad de las curvas de distritos sin reforma, tanto en niños como en adultos, a una menor disminución de la mortalidad en el período 1995-2000, comparados con los distritos con reforma. Es difícil discernir a simple vista si estas diferencias son estadísticamente significativas. Al mismo tiempo, las curvas de tendencia en este análisis gráfico están afectadas por fluctuaciones aleatorias y por variables de confusión que distorsionan la comparación. También afecta la comparación de las curvas el hecho de que la reforma no es el único factor que influye en la tendencia de la mortalidad, puesto que hay otros como el desarrollo socioeconómico y los cambios en la oferta de servicios. Para controlar estos factores, medir con precisión las diferencias y establecer su significación estadística (por ejemplo, si las diferencias se deben o no al azar) es necesario pasar del análisis descriptivo de tendencias a análisis estadísticos más poderosos, como la regresión múltiple.

Gráfico 2  
**COSTA RICA: TENDENCIAS DE LA MORTALIDAD SEGÚN EL AÑO DE ADOPCIÓN  
 DE LA REFORMA DEL SECTOR DE LA SALUD, 1985-2001**  
*(En tasas por 1.000)*



Fuente: Elaboración propia.

<sup>a</sup> Sin reforma en 2002.

## 2. Impacto de la reforma en la mortalidad. Análisis de regresión

Los resultados del análisis de regresión múltiple de Poisson se muestran en el cuadro 2, que presenta la estimación de dos modelos: uno para la mortalidad

de niños menores de 5 años y otro para la mortalidad de adultos de 15 y más años de edad. La primera línea del cuadro muestra el efecto de la adopción de la reforma en el distrito, medido por el riesgo relativo o razón de tasas, estimado por el coeficiente de la regresión múltiple. En los dos modelos se estima un efecto significativo de la reforma (un efecto se considera estadísticamente significativo cuando el intervalo de confianza presentado en el cuadro 2 no incluye el valor de uno, es decir, la razón de tasas difiere significativamente de la unidad). El efecto consiste en reducir en un 8% la mortalidad de la niñez y en un 2% la mortalidad de los adultos. Los resultados de un segundo análisis de tipo dosis-respuesta del impacto de los años de reforma se sintetizan en la última línea del cuadro: cinco años extra de reforma reducen la mortalidad de los niños en un 13% y la de los adultos en un 4%.

Cuadro 2  
**COSTA RICA: MODELOS DE REGRESIÓN PARA CALCULAR EL IMPACTO DE LA REFORMA DEL SECTOR DE LA SALUD EN LA MORTALIDAD, 1985-2001<sup>a</sup>**

Variables explicativas	Riesgo relativo de morir (IC 95%)	
	Niños menores de 5 años	Adultos de 15 años y más
Reforma	0,92 (0,88-0,97)	0,98 (0,96-0,99)
Sexo masculino	1,25 (1,22-1,29)	1,45 (1,44-1,47)
Edad (por año)	... ..	1,08 (1,08-1,08)
Personas con seguro <sup>b</sup> (%)	1,00 (0,96-1,04)	1,03 (1,01-1,05)
Personas con educación secundaria <sup>b</sup> (%)	0,77 (0,72-0,82)	1,03 (1,00-1,06)
Índice normalizado de ingresos <sup>c</sup>	0,97 (0,89-1,06)	0,98 (0,95-1,01)
Nicaragüenses <sup>b</sup> (%)	0,99 (0,95-1,03)	1,00 (0,98-1,01)
Inmigrantes, últimos 5 años <sup>b</sup> (%)	0,95 (0,89-1,02)	0,98 (0,95-1,01)
Tasa general de fecundidad <sup>b</sup> (%)	1,56 (1,47-1,66)	1,12 (1,10-1,15)
Madres adolescentes <sup>b</sup> (%)	1,02 (0,97-1,07)	1,01 (1,00-1,03)
Madres solteras <sup>b</sup> (%)	0,99 (0,96-1,03)	1,00 (0,98-1,01)
Tiempo: cinco años de reforma <sup>d</sup>	0,87 (0,82-0,92)	0,96 (0,94-0,98)

**Fuente:** Elaboración propia.

<sup>a</sup> Modelo de regresión de Poisson de efectos fijos en la mortalidad del distrito.

<sup>b</sup> Efecto del aumento en 10 puntos porcentuales de la variable explicativa.

<sup>c</sup> Número de desviaciones estándar en relación con los ingresos medios de los distritos.

<sup>d</sup> Efecto según los modelos con la variable "años de reforma" en lugar de "reforma (sí/no)".

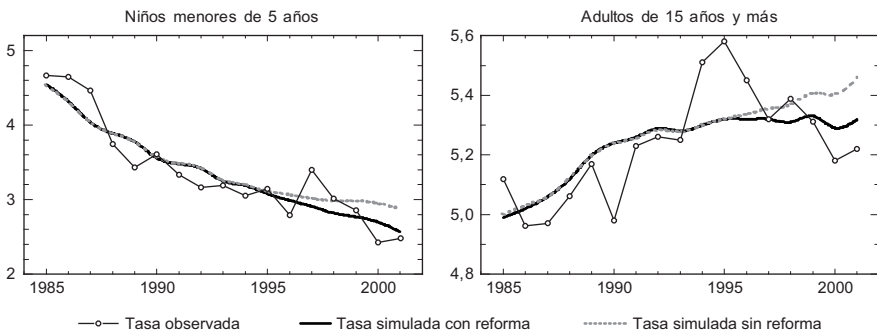
Los efectos de la reforma identificados en la regresión están libres de los efectos de confusión de las restantes variables de la ecuación, las que se muestran también en el cuadro 2. Ser varón conlleva un riesgo un 25%



mayor de morir que ser mujer en menores de 5 años y un 45% mayor en personas de 15 años y más. En adultos, cada año de edad se acompañó de un incremento del 8% del riesgo de morir. Una mayor tasa de fecundidad en el distrito se asoció de un modo significativo con una mayor tasa de mortalidad, especialmente en los niños. El nivel educacional en el distrito estuvo asociado con una menor mortalidad únicamente entre los niños, mientras que entre los adultos se observó un aumento de la mortalidad que, aunque pequeño, fue significativo. La inmigración, tanto la nicaragüense como la proveniente de otros cantones del país, no mostró asociación con variaciones de la mortalidad, como tampoco los indicadores relativos al embarazo en adolescentes y a la fecundidad fuera del matrimonio. El aumento de una desviación estándar en el promedio de los ingresos de un distrito se vio asociado con una reducción del 5% de la mortalidad en adultos. La cobertura del seguro social no mostró ninguna asociación con la mortalidad infantil, pero sí una asociación inversa con la mortalidad en adultos.

Para valorar el significado de los efectos identificados con las regresiones, se estimó el número de defunciones por distrito, año, sexo y grupo de edad con los coeficientes de la regresión, es decir, se obtuvieron los valores predichos con las regresiones. A continuación, se repitió este cálculo, pero simulando una situación sin reforma. En el gráfico 3 se presentan las tasas de mortalidad de niños y adultos obtenidas con estas simulaciones. Al comparar las tasas observadas con las estimadas mediante la regresión, se observa que los modelos no capturan todas las fluctuaciones anuales de la mortalidad, como las subidas atípicas en los años previos a la reforma. No fue ese el propósito de este

Gráfico 3  
**COSTA RICA: SIMULACIÓN DE LA TENDENCIA DE LA MORTALIDAD CON Y SIN REFORMA DEL SECTOR DE LA SALUD, 1985-2001**  
 (Por 1.000)



Fuente: Elaboración propia.

estudio ni se intentó incorporar variables que expliquen dichas fluctuaciones. En los modelos solo se captura la tendencia general en el período 1985-2001, consistente en el aumento de la mortalidad adulta y disminución de la de los niños. Lo que interesa para los fines de esta evaluación es la comparación de las dos líneas del modelo con y sin reforma. La simulación de la mortalidad sin reforma da como resultado tasas de mortalidad más altas a partir de 1995 que las estimadas para la situación real, es decir, con reforma. La diferencia entre las dos curvas, traducida a número de defunciones sugiere que el número de vidas salvadas por la reforma en 2001 asciende a 120 niños menores de 5 años y 350 adultos.

### 3. Causas de defunción

Cabe preguntarse sobre los mecanismos por los cuales la reforma del sector de la salud tuvo un impacto en la mortalidad. Una primera aproximación a este interrogante puede lograrse con el análisis de las causas de muerte. En el cuadro 3 se muestran los resultados del modelo de regresión estimado separadamente para tres grandes grupos de causa de muerte de los adultos (entre los niños no hay suficientes observaciones como para diferenciar las causas de muerte). Se observa que el impacto de la reforma es sustancialmente mayor en la mortalidad tradicional debida a enfermedades transmisibles y desnutrición exclusivamente. La adopción de la reforma en un distrito reduce en un 14% esta mortalidad y el efecto se incrementa a un 22% con cinco años de reforma. No se observa un efecto importante de la reforma en la mortalidad de origen social. En cambio, en la mortalidad de origen crónico, la más importante actualmente en Costa Rica, el impacto de la reforma es significativo, ya que tiene una magnitud semejante al de toda la mortalidad de los adultos.

## IV. Discusión

La reforma del sector de la salud es posiblemente el acontecimiento de mayor trascendencia en el campo de la salud pública de Costa Rica en la última década del siglo pasado. La reversión del estancamiento y deterioro en la esperanza de vida observados entre 1985 y 1995 parece estar asociada con el proceso de reforma iniciado en 1995.

El hecho de que la reforma no se adoptara al mismo tiempo en todo el país creó un cuasi-experimento natural que permitió evaluar el impacto de la reforma con la ayuda de modelos de regresión múltiple. Según estos

Cuadro 3  
**COSTA RICA: MODELOS DE REGRESIÓN PARA CALCULAR EL  
 IMPACTO DE LA REFORMA DEL SECTOR DE LA SALUD EN LA  
 MORTALIDAD SEGÚN LAS CAUSAS DE MUERTE, 1985-2001<sup>a</sup>**

Variables explicativas	Riesgo relativo de morir (IC 95%)		
	Por enfermedades transmisibles	Por causas sociales	Por enfermedades crónicas
Reforma	0,89 (0,84-0,95)	1,02 (0,98-1,07)	0,98 (0,96-1,00)
Sexo masculino	0,98 (0,94-1,02)	2,08 (2,02-2,14)	1,43 (1,42-1,45)
Edad (cada año)	1,07 (1,07-1,07)	1,04 (1,04-1,04)	1,09 (1,09-1,09)
Porcentaje de personas con seguro <sup>b</sup>	0,97 (0,90-1,04)	1,06 (1,01-1,11)	1,03 (1,01-1,05)
Porcentaje de personas con educación secundaria <sup>b</sup>	1,11 (1,00-1,24)	1,04 (0,96-1,12)	1,02 (0,99-1,06)
Índice normalizado de ingresos <sup>c</sup>	1,00 (0,87-1,14)	1,03 (0,94-1,13)	0,97 (0,94-1,01)
Porcentaje de nicaragüenses <sup>b</sup>	0,99 (0,93-1,04)	0,99 (0,96-1,03)	1,00 (0,98-1,01)
Porcentaje de inmigrantes en los últimos cinco años <sup>b</sup>	0,95 (0,85-1,06)	1,00 (0,92-1,08)	0,98 (0,95-1,01)
Tasa general de fecundidad <sup>b</sup> (en porcentajes)	1,17 (1,07-1,29)	1,16 (1,09-1,24)	1,11 (1,08-1,14)
Porcentaje de madres adolescentes <sup>b</sup>	1,02 (0,96-1,09)	0,99 (0,94-1,03)	1,02 (1,00-1,04)
Porcentaje de madres solteras <sup>b</sup>	1,01 (0,96-1,06)	1,00 (0,97-1,03)	0,99 (0,98-1,01)
Tiempo: cinco años de reforma <sup>d</sup>	0,83 (0,77-0,90)	1,01 (0,95-1,06)	0,96 (0,94-0,98)

**Fuente:** Elaboración propia.

<sup>a</sup> Regresión de Poisson de efectos fijos en la mortalidad del distrito.

<sup>b</sup> Efecto del aumento en 10 puntos porcentuales de la variable explicativa.

<sup>c</sup> Número de desviaciones estándares en relación con los ingresos medios.

<sup>d</sup> Efecto según los modelos con la variable "años de reforma" en lugar de "reforma (sí/no)".

modelos, la adopción de la reforma redundó en una disminución significativa de la mortalidad de niños menores de 5 años (8%) y de adultos mayores de 15 años (2%). Con la reforma se observó una reducción del 14% en la mortalidad de adultos por enfermedades transmisibles o desencadenadas por procesos infecciosos y un descenso del 2% en la mortalidad por afecciones crónicas. No se produjeron modificaciones en la mortalidad originada por patologías sociales. Estos porcentajes son substancialmente mayores después de cinco años de reforma, en una suerte de efecto dosis-respuesta.

La simulación de una situación hipotética de ausencia de reforma sugiere que esta salvó la vida de aproximadamente 120 niños menores de 5 años y de 350 adultos mayores de 15 años solo en el año 2001.

La reforma mostró una mayor asociación con la mortalidad en niños menores de 5 años y con la mortalidad por enfermedades transmisibles en los adultos, lo que sugiere que este efecto pudo lograrse mediante la aplicación de medidas y tecnologías simples y de bajo costo. La reducción de la mortalidad por enfermedades crónicas en los adultos requiere intervenciones más complejas y costosas, pues hay que actuar sobre factores latentes durante años o décadas en las vidas de las personas. Este resultado es además coherente con el hecho de que la evaluación se centró en la aplicación de la reforma en el primer nivel de atención.

La falta de una asociación entre la reforma y la mortalidad por causas de origen social es, a su vez, coherente con la situación general de la salud pública en Costa Rica, donde no se ha logrado controlar este problema. De hecho, se observa un aumento de la mortalidad por algunas de estas causas, como el homicidio. Esto puede deberse al enfoque casi exclusivamente médico de la atención de salud y a la falta de respuesta de la medicina ante estos problemas, con la excepción de la atención médica de los heridos en los servicios de emergencia.

Los resultados de esta evaluación no son totalmente concluyentes porque no se originan en un diseño experimental aleatorizado. Empero, realizar verdaderos experimentos es una utopía en intervenciones de salud pública de la magnitud de la reforma analizada, aunque no es una tarea imposible. Sin embargo, los resultados obtenidos pueden considerarse muy robustos y de alta validez, porque provienen de lo que podría llamarse el mejor diseño evaluativo después del experimento aleatorizado: un diseño cuasi experimental, con mediciones antes y después de la reforma, con grupos de intervención y testigos, y con control de los factores de confusión mediante el análisis de múltiples variables. La presencia de efectos del tipo dosis-respuesta es un elemento que refuerza la validez de los resultados obtenidos.

La falta de aleatoriedad en la selección de las áreas intervenidas podría dar lugar a sesgos que distorsionen la evaluación en cualquier dirección. Por una parte, podría producirse un sesgo de innovación, es decir, que las primeras comunidades que adoptaron la reforma podrían ser más propensas a innovar en otras áreas. Esto podría conducir a que esas comunidades tengan mejores resultados en materia de salud y a que los logros generados por esta propensión a innovar se atribuyan erróneamente a la reforma. Por otra parte, la focalización de la intervención en áreas con mayores necesidades o carencias de salud podría generar un sesgo de selección en la dirección opuesta, es decir, que la intervención podría aparecer asociada con resultados menos favorables en materia de salud. Estos posibles sesgos de selección se neutralizaron en gran parte en el presente estudio mediante el control estadístico de los efectos de las variables de confusión en la regresión múltiple y el uso de mediciones antes y después de la intervención a fin de comparar tendencias en vez de niveles.

Otro sesgo potencial podría deberse a un “efecto de derrame” o “de cascada”. Las áreas sin intervención podrían haberse contaminado de ciertos aspectos de la reforma. Por ejemplo, en muchas zonas comenzaron a establecerse los EBAIS antes de la fecha oficial de adopción de la reforma. Otro ejemplo es que las mejoras gerenciales y administrativas adoptadas en el nivel central como parte de la reforma podrían haber beneficiado a las regiones que oficialmente no la habían adoptado. No obstante, el sesgo de estos efectos de derrame consistiría en reducir parte del impacto observable. Las áreas sin reforma tomadas como referencia tendrían una mejor salud gracias a este efecto indirecto de la reforma, de tal manera que el impacto pudo haber sido mayor que el cuantificado en este estudio.

Los datos analizados permiten concluir que la focalización inicial de la reforma en zonas menos desarrolladas probablemente mejoró la equidad en el acceso a los servicios médicos y este podría ser uno de los mecanismos del impacto en la mortalidad. Otro estudio (Rosero-Bixby, 2004) ha mostrado que en el período 1994-2000, las áreas de salud que efectuaron la reforma en 1995-1996 redujeron el porcentaje de población con acceso deficiente a los servicios médicos del 36% al 21%, es decir en 15 puntos porcentuales. En contraste, las áreas que hasta 2000 no habían adoptado la reforma redujeron el porcentaje con acceso deficiente en tan solo tres puntos porcentuales (del 14% al 11%).

La conclusión de que la reforma ha tenido un impacto significativo en la salud requiere varias aclaraciones. En primer lugar, estos resultados reflejan exclusivamente las condiciones de Costa Rica; no se deben extrapolar a otros contextos debido a la variación existente en los diferentes países acerca de lo que se entiende por reforma del sector de la salud. Por ejemplo, en algunos casos ha sido simplemente una etiqueta de la privatización de los servicios, mientras que en otros, fue sinónimo de descentralización, con las particularidades propias de cada país.

En segundo lugar, en el presente estudio se valoró solamente el impacto de un aspecto de la reforma costarricense: los cambios en el primer nivel de atención provocados por el establecimiento de las áreas de salud y la apertura de los EBAIS; no se evaluó el impacto de los cambios introducidos por la reforma en los niveles superiores de atención y en el sistema de salud en su conjunto. El hecho de que los cambios en el primer nivel de atención hayan tenido un impacto favorable no significa que los ocurridos en otros niveles lo tengan también.

En tercer lugar, no debe malinterpretarse el presente artículo en su conjunto, así como sus resultados respecto al impacto de la reforma, en el sentido de que esta haya sido el único factor determinante de las tendencias de la mortalidad en Costa Rica en el período analizado. Existen, por supuesto, otros factores influyentes, como mejoras en la información, el transporte, la

oferta de servicios privados de salud, la educación de la población y similares. Sin embargo, la evaluación del rol de esos otros factores escapa a los objetivos de este artículo.

Cabe destacar, finalmente, que la presente evaluación fue posible debido a la existencia en Costa Rica de un adecuado sistema de información independiente de la reforma, en particular de estadísticas vitales de buena calidad. El método usado no requiere que las estadísticas vitales sean perfectas, sino que sus eventuales errores se mantengan más o menos constantes durante el período estudiado. Lamentablemente, en el programa de reforma del sector de la salud no se previó establecer un sistema de evaluación y seguimiento ni de generación de información que permitiera valorar su impacto. La falta de esta información, así como la carencia de indicadores de base, de proceso y de resultados en conexión con las distintas actividades, limitan las posibilidades de realizar una evaluación más profunda.

## Bibliografía

- Arias, E. (2000), "United States life tables, 2000", *National Vital Statistics Reports*, 2002, vol. 51, N° 3.
- Banco Mundial (2001), "Costa Rica-second health sector strengthening and modernization project", *World Bank Report*, N° PID10534, Washington, D.C.
- Cameron, A.C. y P.K. Trivedi (1998), *Regresión Análisis of Count Data*, Cambridge, Cambridge University Press.
- CCP (Centro Centroamericano de Población de la Universidad de Costa Rica) (2003), "Consulta a censos y grandes bases de datos estadísticas" [en línea] <http://censos.ccp.ucr.ac.cr>.
- CCP/INEC (Centro Centroamericano de Población de la Universidad de Costa Rica/ Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2008), *Costa Rica: estimaciones y proyecciones de población por sexo y edad (cifras actualizadas) 1950-2100*, San José.
- Mesa-Lago, C. (1985), "Health care in Costa Rica: boom and crisis", *Social Science and Medicine*, vol. 21, N° 1.
- MIDEPLAN (Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica)/Ministerio de Salud (1993), *Plan nacional de reforma del Sector Salud*, San José, Presidencia de la República, Programa reforma del Estado.
- Mohr, L.B. (1988), *Impact Analysis for Program Evaluation*, Chicago, The Dorsey Press.
- Oficina de Referencias Demográficas (2001), *2001 World Population Data Sheet*, Washington, D.C.
- PAHO (Organización Panamericana de la Salud) (2002), *Profile of the Health Services System of Costa Rica*, Washington, D.C., División de Desarrollo de Sistemas y Servicios de Salud, 27 de mayo.
- Proyecto Estado de la Nación (2002), *Estado de la nación en desarrollo humano sostenible: octavo informe, 2001*, San José.
- Rosenzweig, M.R. y K.I. Wolpin (1986), "Evaluating the effects of optimally distributed public programs", *American Economic Review*, vol. 76.

- Rosero-Bixby L. (2004), "Supply and access to health services in Costa Rica 2000: a GIS-based study", *Social Science and Medicine*, vol. 58.
- (1991), "Socioeconomic development, health interventions, and mortality decline in Costa Rica", *Scandinavian Journal of Social Medicine, Supplement*, N° 46.
- Sáenz, L. (2002), "Reforma del sector salud en Costa Rica: antecedentes, objetivos y algunos hallazgos", San José, Proyecto Estado de la Nación, en prensa.
- Stata Corporation (2001), Stata statistical software, versión 7.0, Texas, College Station.



Primera edición  
Impreso en Naciones Unidas • Santiago de Chile • 50900339  
ISSN impreso 0303-1829 • ISSN electrónico 1681-0333  
ISBN 978-92-1-323304-7 • Número de venta: S.09.II.G.52  
Copyright © Naciones Unidas 2009

ISBN 978-92-1-323304-7



9 789213 233047