

Original

Salud autorreferida: influencia de la pobreza y la desigualdad del área de residencia

Beatriz Caicedo^a y Dedsy Berbesi Fernández^{b,*}^a Facultad Nacional de Salud Pública, Universidad de Antioquia, Medellín, Colombia^b Facultad de Medicina, Universidad CES, Medellín, Colombia

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 7 de abril de 2014

Aceptado el 20 de noviembre de 2014

On-line el 24 de diciembre de 2014

Palabras clave:

Análisis multinivel

Pobreza

Desigualdades en salud

Población

Salud

R E S U M E N

Objetivo: Evaluar la influencia de la desigualdad de ingresos y de la pobreza de las localidades de Bogotá-Colombia sobre la percepción de mala salud de sus residentes.

Métodos: El estudio se basó en la encuesta multipropósito aplicada en Bogotá-Colombia. Se utilizó la estructura jerárquica de los datos (individuos = nivel 1, localidades = nivel 2) para definir un modelo logístico multinivel de tipo *logit*. La variable dependiente fue la percepción de mala salud, y las variables de localidad fueron la desigualdad de ingresos y la pobreza. Todos los análisis se controlaron por variables sociodemográficas y se estratificaron por sexo.

Resultados: La prevalencia de reportar regular o mala salud en la población estudiada fue del 23,2%. Las mujeres mostraron mayor riesgo de mala salud, así como también los hombres y mujeres de bajo nivel educativo, con edad avanzada, sin trabajo en la última semana y afiliados al régimen subsidiado de salud. Los mayores niveles de pobreza en la localidad incrementan el riesgo de mala salud. Las interacciones transnivel mostraron que mujeres jóvenes y hombres con bajo nivel educativo son los más afectados por la desigualdad de ingresos de la localidad.

Conclusiones: En Bogotá existen diferencias geográficas en la percepción de la salud, y mayores porcentajes de pobreza y desigualdad de ingreso se mostraron asociados a un mayor riesgo de mala salud. Destacan grandes inequidades de salud entre individuos y entre localidades.

© 2014 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Self-rated health in adults: influence of poverty and income inequality in the area of residence

A B S T R A C T

Objective: To evaluate the influence of income inequality and poverty in the towns of Bogotá, Colombia, on poor self-rated health among their residents.

Methods: The study was based on a multipurpose survey applied in Bogotá-Colombia. A hierarchical data structure (individuals = level 1, locations = level 2) was used to define a logit-type multilevel logistic model. The dependent variable was self-perceived poor health, and local variables were income inequality and poverty. All analyses were controlled for socio-demographic variables and stratified by sex.

Results: The prevalence of self-reported fair or poor health in the study population was 23.2%. Women showed a greater risk of ill health, as well as men and women with a low educational level, older persons, those without work in the last week and persons affiliated to the subsidized health system. The highest levels of poverty in the city increased the risk of poor health. Cross-level interactions showed that young women and men with a low education level were the most affected by income inequality in the locality.

Conclusions: In Bogotá, there are geographical differences in the perception of health. Higher rates of poverty and income inequality were associated with an increased risk of self-perceived poor health. Notable findings were the large health inequalities at the individual and local levels.

© 2014 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Keywords:

Multilevel analysis

Poverty

Health inequalities

Population

Health

Introducción

En los últimos años, la mayoría de los países del mundo han reportado una mejoría notable en sus condiciones de salud, tales

como marcadas reducciones en la tasa de mortalidad en los menores de 5 años y en la mortalidad materna, así como incrementos en la esperanza de vida al nacer¹. No obstante, estas mejorías no han sido experimentadas de la misma manera por todos los países². Según algunos autores, existen evidentes desigualdades entre los países, e igualmente grandes diferencias en el interior de cada uno de ellos^{3,4}. Por ejemplo, mientras los países desarrollados reportan las más bajas tasas de mortalidad en menores de 5 años

* Autora para correspondencia.

Correo electrónico: dberbesi@ces.edu.co (D. Berbesi Fernández).

(1 de 152 niños mueren antes de los 5 años de edad), África subsahariana reporta tasas promedio que son 16 veces mayores o más. A menor escala geográfica, el Reino Unido también ha reportado marcadas variaciones en la distribución de la esperanza de vida entre sus municipalidades, con diferencias de hasta 12,5 años entre los municipios menos pobres y los más pobres⁵.

La percepción de la propia salud por parte de los individuos es otro de los indicadores utilizados para evaluar las condiciones de vida de las personas y de las poblaciones⁶. Según la literatura, la percepción de tener mala salud depende de múltiples factores, tanto individuales como comunitarios⁷. Ser mujer, pertenecer a un nivel socioeconómico desfavorecido, ser mayor de 60 años, con baja escolaridad, sin actividad ocupacional y sin cobertura de salud incrementa el riesgo de percibir mala salud^{8,9}. En relación a los factores contextuales, algunos autores afirman que, además de los ingresos individuales, la distribución de los ingresos del área donde residen las personas también afecta la salud individual¹⁰⁻¹². Tal aseveración se conoce como la «hipótesis de la desigualdad de renta»¹³, la cual describe que países, regiones o áreas geográficas con mayor desigualdad de ingresos presentan peores condiciones de salud¹⁴.

Para explicar tal relación, la literatura señala tres mecanismos⁷: el primero sugiere que áreas con una distribución desigual de los ingresos se asocian a una menor inversión en bienes públicos como educación y salud; el segundo, que tales áreas sufren una descomposición del capital social y de cooperación entre los habitantes; y el tercero se justifica en el efecto psicológico causado por comparaciones sociales entre los individuos del entorno¹⁵. Esta hipótesis ha incrementado el interés por la investigación del impacto del contexto socioeconómico macro sobre la salud individual¹⁶, en el cual, sin ignorar el efecto de las condiciones individuales, es cada vez más aceptado el efecto que tienen sobre la salud individual variables que operan e interactúan a niveles superiores, como barrios, ciudades o regiones. Tal investigación es escasa en Colombia, en donde aunque se ha logrado un desarrollo económico en las últimas dos décadas, este ha ido acompañado de un aumento en las desigualdades económicas entre las diferentes regiones y ciudades. Su capital, Bogotá, ha mostrado un patrón semejante, con un crecimiento económico desigual dentro de sus 19 localidades urbanas. Según algunos informes, aunque entre 2003 y 2011 se evidenció una disminución importante de la pobreza, pasando del 29,0% al 12,8%, existen diferencias entre sus localidades y se observan áreas con proporciones de pobreza del 23,4% (Ciudad Bolívar) y otras del 1,7% (Teusaquillo)¹⁷.

El objetivo de este estudio es evaluar la influencia de la desigualdad de los ingresos y de la pobreza en las localidades de Bogotá sobre la percepción de mala salud de sus residentes. Así mismo, se exploran cómo interactúan estas características contextuales en relación a características individuales.

Métodos

Se obtuvieron datos sobre salud autopercebida de la Encuesta Multipropósito para Bogotá-Colombia, aplicada a 54.614 individuos miembros de 15.832 hogares de 19 localidades en el año 2011¹⁸. La encuesta fue aplicada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) a una muestra obtenida mediante diseño probabilístico por conglomerados, la cual fue posteriormente ponderada para ajustarse a las probabilidades diferenciales de no respuesta¹⁹.

Este estudio utilizó los datos reportados por los jefes de cada uno de los hogares encuestados. Aquellos hogares en los que se detectó la existencia de más de un jefe fueron eliminados del análisis (3,2%). Con esto, la muestra final tiene una estructura jerárquica, con 15.326 individuos anidados en 19 localidades.

Los indicadores de pobreza y de desigualdad de ingresos de las localidades también se obtuvieron del DANE¹⁹.

La variable dependiente fue la percepción de mala salud, la cual fue autorreferida por los jefes de hogar utilizando cuatro categorías en una escala Likert: muy buena, buena, regular y mala. La variable se analizó como dicotómica: 0 = buena (buena o muy buena) y 1 = mala (mala o regular).

Para las localidades, las variables independientes fueron:

- Coeficiente de GINI del año 2011, que mide el grado de desigualdad en la distribución de los ingresos en la localidad¹⁸. Este indicador varía entre 0 y 1, donde 0 indica perfecta igualdad (población relativamente homogénea en sus ingresos) y 1 indica perfecta desigualdad (máxima concentración de los ingresos, sólo un individuo tiene todo el ingreso)²⁰.
- Índice de pobreza multidimensional del año 2011, que representa el porcentaje de personas en la localidad que tienen al menos un 30,0% de privaciones en las siguientes variables relacionadas con condiciones de vida: logro educativo, analfabetismo, asistencia/atraso escolar, acceso a servicios de primera infancia, trabajo infantil, desempleo, empleo formal, aseguramiento, acceso a servicios de salud, calidad del agua, saneamiento, material de pisos y paredes de la vivienda, y hacinamiento^{19,21}.

Para los individuos se consideraron variables demográficas y socioeconómicas de los jefes de hogar: edad del entrevistado (años), educación (primaria o menos, secundaria completa, técnico o tecnológico completo, universitario o más), trabajo en la última semana (sí, no) y sistema de cobertura en salud (contributivo, subsidiado y especial). Estas variables fueron incluidas como potenciales factores de confusión.

Análisis estadístico

Dada la estructura jerárquica de los datos (individuos = nivel 1, localidades = nivel 2), se utilizó para el análisis un modelo logístico multinivel de tipo *logit* que permitió estimar los resultados en términos de *odds ratio*.

Se realizó un análisis crudo para estimar las relaciones bivariadas entre la percepción de mala salud y cada una de las variables independientes. El análisis ajustado consistió en la estimación de una serie de modelos multinivel: el primer modelo incluyó las características demográficas y socioeconómicas de los entrevistados; el segundo modelo adicionó las variables de pobreza y desigualdad de ingresos de las localidades; y el tercer modelo exploró las interacciones transnivel de las variables individuales y de las localidades. Se utilizaron gráficos para reportar los resultados de las interacciones que fueron estadísticamente significativas ($p < 0,05$).

El modelo final se expresó como:

$$y_{ij} = \ln \left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}} \right) = \beta_0 + \sum_h \beta_h x_{hij} + \sum_l \beta_l x_{lij} + \sum_{hl} \beta_{hl} x_{hlj} + u_{0j} + e_{ij}$$

$$u_{0jk} \sim N(0, \sigma_{u0}^2); \text{Var}(y_{ijk} | \pi_{ijk}) = \sigma_e^2 \pi_{ijk} (1 - \pi_{ijk})$$

donde y_{ij} tiene valor 1 si el individuo i en la localidad j reporta tener mala salud, y 0 en caso contrario. El intercepto es representado por β_0 . Los coeficientes de regresión de las variables del nivel individual (x_{hij}) y de las variables del nivel localidad (x_{lij}) están representados por β_h y β_l , respectivamente, y los coeficientes del parámetro de interacción están representados por β_{hl} . El efecto aleatorio a

Tabla 1

Descripción de la población de estudio según variables individuales. Bogotá (Colombia), 2011

Variable	Hombres (n=9508)		Mujeres (n=5818)	
	N	%	N	%
Nivel individual				
Media (DE) de edad en años completos	9.508	49,9 (14,7)	5.818	49,6 (15,9)
Educación				
Primaria o menos	2.209	23,2	1.583	27,2
Secundaria completa	3.935	41,4	2.194	37,7
Técnico/tecnológico completo	894	9,4	660	11,3
Universitaria completa o más	2.158	22,7	1.118	19,2
Sin información	312	3,3	263	4,5
Trabajando (última semana)				
Sí	7.527	72,2	3.081	53,0
No	1.981	20,8	2.737	47,0
Sin información	0	0,0	0	0,0
Sistema de cobertura en salud				
Contributivo	6.675	70,2	3.839	65,9
Especial o de excepción	424	4,5	223	3,8
Subsidiado (ARS o EPSS)	1.673	17,6	1.356	23,3
Sin información	736	7,7	400	6,9

DE: desviación estándar; ARS: Administradora del Régimen Subsidiado; EPSS: Entidad Promotora de Servicios de Salud del Régimen Subsidiado.

nivel localidad está representado por u_{0j} , para el cual se asume una distribución normal con media 0 y varianza constante (σ_{u0}^2). A nivel individual se asume un efecto aleatorio con distribución de Bernoulli y varianza ($\sigma_{\epsilon_0}^2$) de $\frac{\pi^2}{3} = 3,29^{22}$.

Se calculó el coeficiente de partición de varianza $\left(CPV \frac{\sigma_{u0}^2}{\sigma_{u0}^2 + \sigma_{\epsilon_0}^2} \right)$ para estimar la proporción de la varianza total que es explicada por las diferencias entre las localidades.

Dado que las mujeres han mostrado marcadamente una mayor probabilidad de reportar mala salud que los hombres^{23,24}, todos los análisis se estratificaron por sexo.

Los análisis se realizaron con el paquete estadístico *MLwiN 2,28* ejecutado desde *STATA V12,0* (Stata Corp., College Station, USA), utilizando métodos de estimación Monte Carlo vía Cadenas de Markov²⁵. La bondad de ajuste de los modelos se evaluó mediante el indicador *Deviance information criterion* (DIC), donde el modelo con el menor DIC fue considerado el mejor.

Esta investigación fue aprobada por el Comité de Ética del Área de la Salud de la Universidad de Antioquia-Medellín, Colombia.

Resultados

La **tabla 1** describe la población estudiada según sus características demográficas y socioeconómicas. El 62,0% de la muestra eran del sexo masculino. La media de edad de hombres y de mujeres fue de 50 años (desviación estándar aproximada de 15 años). El 40,0% tenían un nivel de estudios máximo de secundaria completa, el 72,2% de los hombres y el 53,0% de las mujeres eran activos laboralmente, y alrededor del 70,0% pertenecían al régimen contributivo de salud. En cuanto a las condiciones socioeconómicas de las localidades donde reside esta población, se encuentra que para el año 2011 el promedio de desigualdad de ingresos era de 0,46 y el porcentaje de pobreza del 12,4%.

La **figura 1** muestra la distribución espacial de las variables de interés. Se observa un patrón espacial similar en la distribución del riesgo de mala salud de hombres y de mujeres. Llama la atención la semejanza en el patrón espacial del porcentaje de pobreza y de la prevalencia de mala salud, según el cual las localidades con peor salud son las más pobres. Un patrón inverso se observa con la distribución del coeficiente de GINI, pues las localidades con menor riesgo de mala salud son las que presentan los mayores niveles de desigualdad de ingresos.

Los resultados del modelo multinivel mostraron una prevalencia de percepción de mala salud del 23,2% (intervalo de confianza del 95%: 20,2-26,2). Las mujeres mostraron una prevalencia (31,18%) significativamente mayor que los hombres (18,29%).

El análisis crudo de los hombres (**tabla 2**) mostró un incremento del 5% en el riesgo de mala salud por cada incremento en la edad ($p < 0,001$). Los hombres con menor nivel educativo tuvieron un mayor riesgo de reportar mala salud, así como también aquellos que no trabajaron la semana anterior y los afiliados al régimen de salud subsidiado. En cuanto al efecto de las características de las localidades donde residen los hombres, un mayor porcentaje de pobreza y un menor índice de desigualdad incrementaron significativamente el riesgo de mala salud. En el análisis ajustado, el efecto de las variables individuales se mantuvo significativo (**tabla 2**, modelo 1), mientras que el efecto de la pobreza redujo su significación estadística al 10% ($p = 0,06$) y la desigualdad de ingresos dejó de ser significativa ($p = 0,18$) (**tabla 2**, modelo 2).

Los resultados multinivel de la parte aleatoria del modelo nulo evidenciaron la existencia de diferencias significativas entre las localidades de Bogotá en el riesgo de mala salud en los hombres ($p < 0,001$). El CPV indicó que el 3,80% de la varianza total podría deberse a condiciones de las localidades. El modelo con variables individuales (modelo 2) mostró una disminución marcada en el DIC, indicando una mejora sustancial en el ajuste. Sin embargo, una vez que estas variables fueron incluidas, las diferencias entre las localidades dejaron de ser estadísticamente significativas.

La **figura 2** muestra el riesgo de mala salud para la interacción transnível, que fue estadísticamente significativa ($p < 0,05$) en el modelo 3. Según la figura, en áreas de alta desigualdad de ingresos, los individuos con nivel de estudios de primaria o menos presentaron un riesgo mayor de reportar mala salud que los individuos con un nivel educativo más alto, en especial en comparación con los que tienen estudios universitarios.

En los resultados de las mujeres (**tabla 3**), el análisis crudo mostró que las mujeres mayores, que no trabajaron durante la semana anterior y que estaban afiliadas al régimen de salud subsidiado tuvieron mayor riesgo de mala salud. Así mismo, el riesgo de mala salud disminuye significativamente a medida que el nivel educativo aumenta. En relación a las variables de la localidad, los niveles de pobreza y de desigualdad de ingresos estuvieron significativamente asociados a la mala salud. Estos efectos permanecieron significativos en el análisis ajustado (**tabla 3**, modelos 1 y 2), con

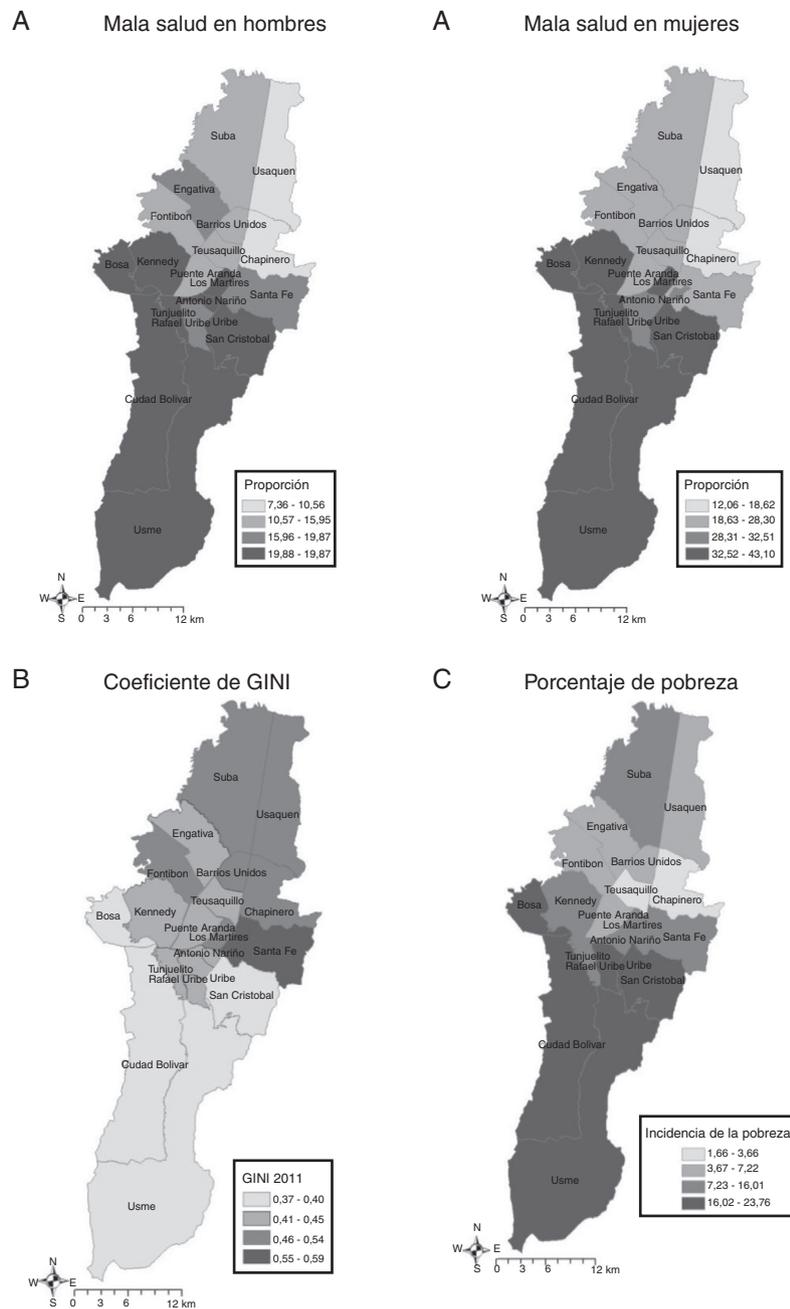


Figura 1. Distribución geográfica de la prevalencia de percepción de mala salud, coeficiente de GINI y porcentaje de pobreza en las localidades de Bogotá (Colombia), 2011.

excepción del efecto de la desigualdad de ingresos en la localidad ($p=0,33$).

Los resultados de la parte aleatoria del modelo evidenciaron diferencias estadísticamente significativas en el riesgo de mala salud entre las localidades ($p < 0,001$). En torno al 5% de la varianza total en el riesgo de mala salud puede atribuirse a las características de las localidades (modelo nulo). La mayor disminución en el DIC se observa al incluir en el modelo las variables del nivel individual, las cuales explicaron el 61,1% de la varianza total (modelo 1), indicando qué parte de las diferencias entre las localidades se debe a la concentración de características composicionales. Un 28,6% adicional fue explicado por las variables de pobreza y desigualdad de ingresos de las localidades (modelo 2).

Finalmente, la [figura 3](#) muestra la interacción transnivel de la desigualdad de ingresos en la localidad y la edad. Según los resultados del modelo 3, la desigualdad de ingresos incrementa

el riesgo de mala salud en las mujeres menores de 36 años, y lo disminuye marcadamente a partir de los 56 años de edad.

Discusión

En su conjunto, la presente investigación encontró diferencias geográficas sustanciales en la percepción de mala salud de la población de Bogotá, siendo Usme la localidad con la peor percepción y Chapinero la localidad con la mejor percepción. Las mujeres mostraron un mayor riesgo de mala salud, así como también los hombres y las mujeres de bajo nivel educativo, con edad avanzada, sin trabajo en la última semana y afiliados al régimen subsidiado de salud.

En relación al efecto de las condiciones socioeconómicas como determinantes de mala salud, nuestro estudio encontró que en los hombres y las mujeres existe un efecto de la pobreza de la

Tabla 2

Prevalencia, análisis crudo y ajustado de la percepción de mala salud de los hombres del estudio según las variables individuales y de localidad. Bogotá (Colombia), 2011

Variable	Análisis crudo			Análisis ajustado					
	Prevalencia	OR (IC95%)	p ^a	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
				OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p
Parte fija									
<i>Nivel individual (n = 15.326)</i>									
Edad en años		1,05 (1,05-1,06)	<0,001	1,04 (1,03-1,05)	<0,001	1,04 (1,03-1,05)	<0,001	1,05 (1,04-1,05)	<0,001
Educación			<0,001		<0,001		<0,001		
Primaria o menos	35,26	7,63 (6,29-9,28)		4,58 (3,69-5,68)		4,33 (3,41-5,39)		0,51 (0,06-2,09)	
Secundaria completa	17,23	2,91 (2,40-3,52)		2,94 (2,40-3,60)		2,83 (2,27-3,52)		1,09 (0,14-3,94)	
Técnico/tecnológico completo	13,65	2,18 (1,69-2,82)		2,27 (1,73-2,98)		2,23 (1,68-2,89)		0,46 (0,03-2,17)	
Universitario o más	6,72	1,00		1,00		1,00		1,00	
Trabajo última semana			<0,001		<0,001		<0,001		<0,001
Sí	13,87	0,29 (0,26-0,32)		0,59 (0,51-0,69)		0,59 (0,51-0,68)		0,59 (0,50-0,69)	
No	35,08	1,00		1,00		1,00		1,00	
Sistema de cobertura en salud			<0,001		<0,001		<0,001		<0,001
Contributivo	15,97	0,55 (0,48-0,63)		0,69 (0,60-0,80)		0,70 (0,61-0,80)		1,43 (1,23-1,65)	
Especial o de excepción	17,22	0,60 (0,45-0,79)		0,55 (0,40-0,75)		0,56 (0,40-0,76)		0,80 (0,58-1,05)	
Subsidiado (ARS o EPSS)	27,79	1,00		1,00		1,00		1,00	
<i>Nivel de localidad (n = 19)</i>									
Coefficiente de GINI		0,08 (0,01-0,51)	0,01			0,69 (0,11-2,46)	0,18	0,06 (0,01-0,38)	0,01
Porcentaje de pobreza		1,04 (1,03-1,05)	<0,001			1,01 (0,99-1,03)	0,06	1,02 (1,00-1,03)	0,02
GINI ^a Primaria o menos								1162,83 (5,19-8076,53)	0,002
GINI ^a Secundaria completa								70,57 (0,46-518,31)	0,08
GINI ^a Técnico/tecnológico completo								1303,49 (1,02- 9653,92)	0,02
Parte aleatoria									
Varianza entre localidades (DE)		0,13 (0,06) ^b		0,03 (0,02)		0,02 (0,02)		0,02 (0,01)	
CPV (%)		3,80 ^b		0,90		0,60		0,60	
DIC		8945,82 ^b		6947,39		6946,00		6940,10	

OR: odds ratio; IC95%: intervalo de confianza del 95%; ARS: Administradora del Régimen Subsidiado; EPSS: Entidad Promotora de Servicios de Salud del Régimen Subsidiado; DE: desviación estándar; CPV: coeficiente de partición de varianza; DIC: deviance information criterion;

^a Valor p bayesiano.

^b Calculado en un modelo nulo (sin variables independientes).

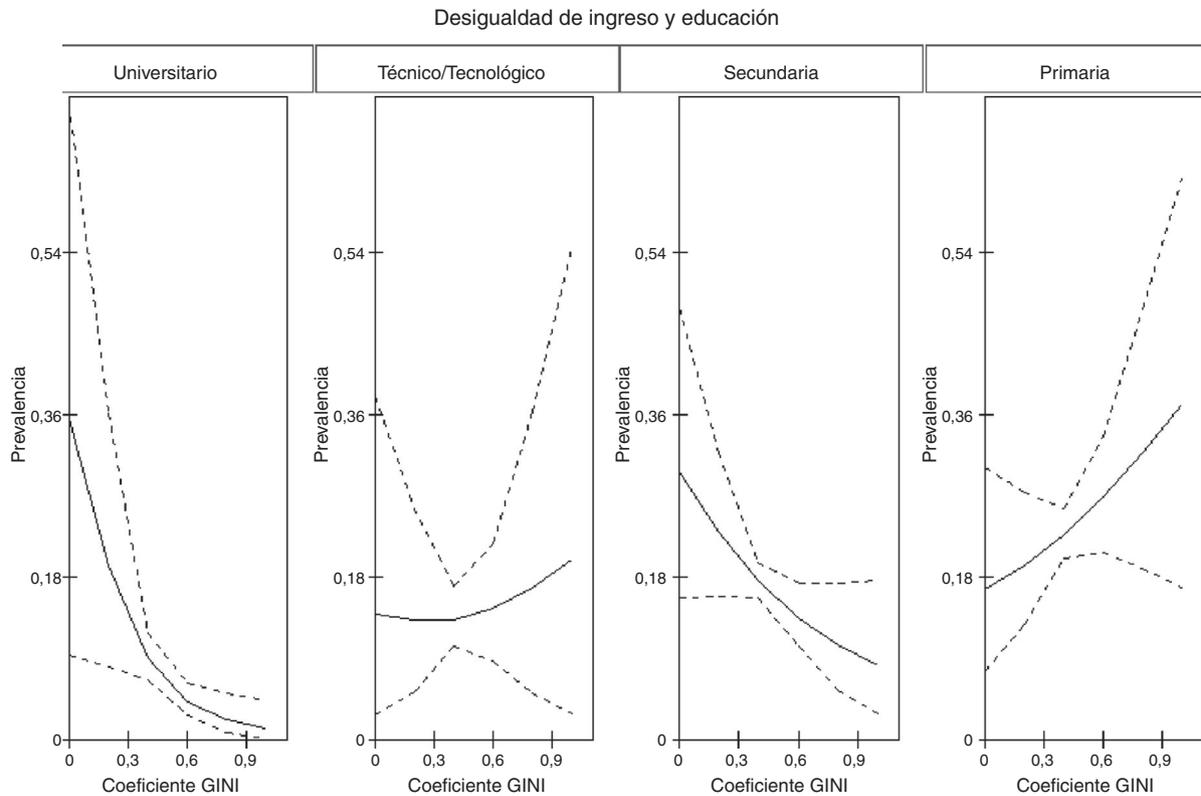


Figura 2. Prevalencia de percepción de mala salud de los hombres según interacción transnivel del nivel educativo y el coeficiente de GINI de la localidad. Bogotá (Colombia), 2011.

Tabla 3
Prevalencia, análisis crudo y ajustado de la percepción de mala salud de las mujeres del estudio según variables individuales y de localidad. Bogotá (Colombia), 2011

Variable	Análisis crudo			Análisis ajustado					
	Prevalencia	OR (IC95%)	p ^a	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
				OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p
Parte fija									
<i>Nivel individual (n = 15.326)</i>									
Edad en años		1,04 (1,03-1,06)	<0,001	1,03 (1,02-1,04)	<0,001	1,03 (1,02-1,04)	<0,001	1,07 (1,04-1,10)	<0,001
Educación			<0,001		<0,001		<0,001		<0,001
Primaria o menos	51.23	6,20 (5,06-7,61)		3,27 (2,51-4,08)		3,06 (2,36-3,78)		3,02 (2,36-3,83)	
Secundaria completa	30.67	2,64 (2,17-3,22)		2,04 (1,61-2,54)		1,95 (1,51-2,43)		1,98 (1,58-2,44)	
Técnico/tecnológico completo	22.58	1,76 (1,37-2,27)		1,55 (1,17-2,05)		1,51 (1,15-1,93)		1,54 (1,17-1,99)	
Universitario o más	13.86	1,00		1,00		1,00		1,00	
Trabajo última semana			<0,001		<0,001		<0,001		<0,001
Sí	23.04	0,44 (0,57-0,82)		0,73 (0,62-0,83)		0,72 (0,63-0,83)		0,73 (0,62-0,84)	
No	40.34	1,00		1,00		1,00		1,00	
Sistema de cobertura en salud			<0,001		<0,001		<0,001		<0,001
Contributivo	26.86	0,56 (0,49-0,65)		0,64 (0,55-0,73)		0,64 (0,55-0,74)		0,66 (0,55-0,75)	
Especial o de excepción	25.56	0,54 (0,39-0,74)		0,58 (0,41-0,82)		0,59 (0,40-0,82)		0,92 (0,65-1,25)	
Subsidiado (ARS o EPSS)	43.22	1,00		1,00		1,00		1,00	
<i>Nivel de localidad (n = 19)</i>									
Coefficiente de GINI		0,05 (0,01-0,43)	0,01			1,09 (0,08-4,62)	0,33	368,15 (0,80-2322,56)	0,03
Porcentaje de pobreza		1,05 (1,03-1,07)	<0,001			1,02 (1,01-1,05)	0,04	1,03 (1,01-1,05)	0,02
GINI ^a Edad								0,92 (0,86-0,98)	0,01
Parte aleatoria									
Varianza entre localidades (DE)		0,18 (0,08) ^b		0,07 (0,03)		0,05 (0,02)		0,05 (0,03)	
CPV (%)		5,19 ^b		2,01		1,50		1,50	
DIC		7071,79 ^b		5798,02		5795,19		5791,63	

OR: odds ratio; IC95%: intervalo de confianza del 95%; ARS: Administradora del Régimen Subsidiado; EPSS: Entidad Promotora de Servicios de Salud del Régimen Subsidiado; DE: desviación estándar; CPV: coeficiente de partición de varianza; DIC: deviance information criterion;

^a Valor p bayesiano.

^b Calculado en un modelo nulo (sin variables independientes).

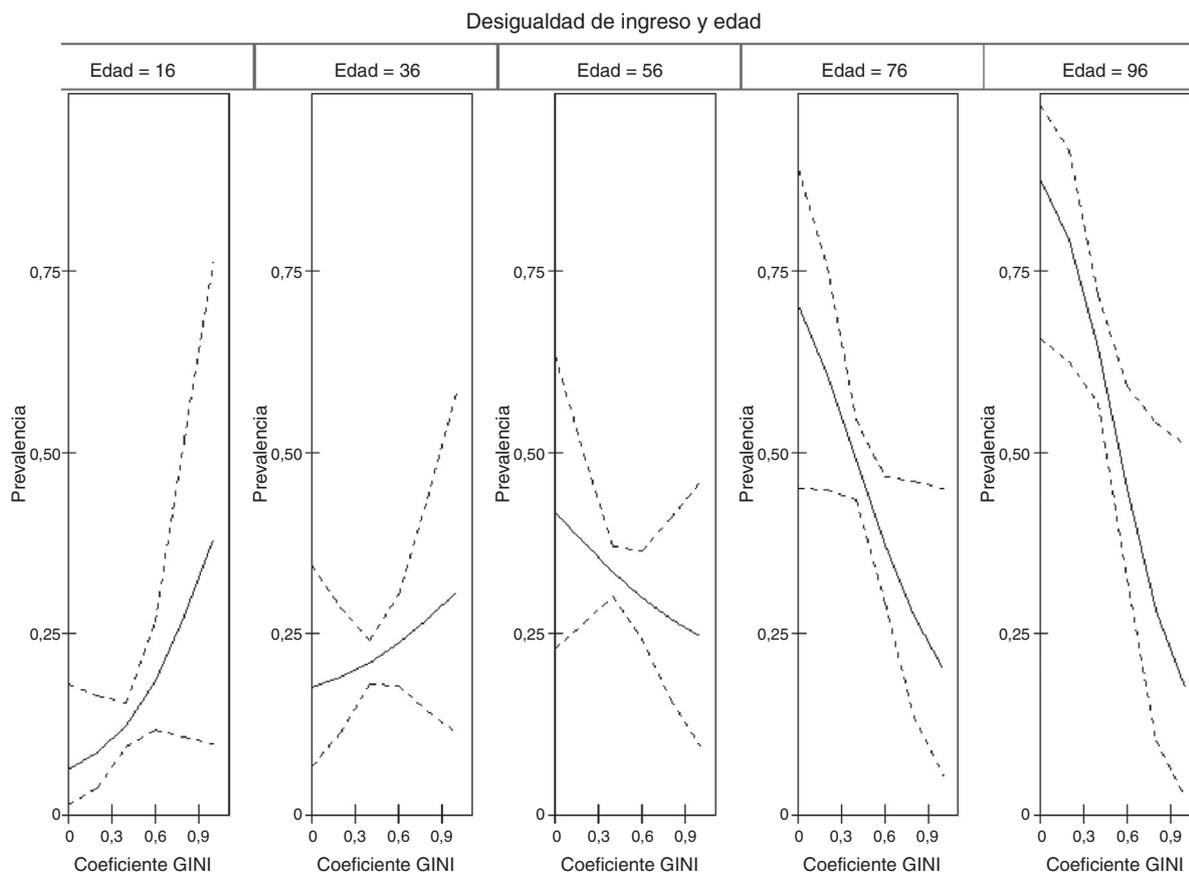


Figura 3. Prevalencia de percepción de mala salud de las mujeres según interacción transnivel de la edad y el coeficiente del GINI de la localidad. Bogotá (Colombia), 2011.

localidad sobre la percepción de mala salud, aun después de ajustar por los factores individuales. Este resultado es compatible con los hallados en la literatura. Subramanian et al.¹⁴ demostraron que las condiciones estructurales del barrio, tales como la concentración de adultos mayores, la pobreza y la estabilidad residencial, predicen la percepción de mala salud en la población adulta americana. Así mismo, Feng et al.²⁶, analizando datos de adultos mayores en China, encontraron que la salud de los adultos mayores de clases más desfavorecidas es tres veces peor que la de los adultos mayores de clases menos desfavorecidas, y que los ingresos en la provincia de residencia tienen un efecto independiente sobre la percepción de mala salud. Malmström et al.²⁷ también reportaron que, aun después de controlar factores educativos y de estilos de vida, las personas que viven en áreas residenciales con carencias sociales y económicas tienen peor percepción de salud que las que viven en áreas más afluentes.

Estos resultados han tenido varias interpretaciones. Una es que vivir en comunidades con un alto porcentaje de personas en situación de pobreza puede afectar las habilidades culturales o sociales individuales que orientan el autocuidado y la resolución oportuna de problemas de salud¹⁴. Otros autores argumentan que áreas de bajo nivel económico tienden a hacer sentirse mal a sus residentes y, por lo tanto, a sentir una peor salud independientemente de su estado físico²⁸. Así mismo, es posible que áreas pobres tengan mayor carencia de servicios e instituciones que favorezcan la salud de sus habitantes, tales como servicios médicos, parques, centros de recreación, etc. Por otro lado, es posible que la mala reputación de un área influya en la autoestima y la moral de sus residentes, lo que en consecuencia puede llevarles a reportar mala salud²⁹.

Por otro lado, nuestros hallazgos no confirmaron la hipótesis de la desigualdad de ingresos. Según los resultados, en Bogotá no hay evidencia de que la mala salud de la población esté afectada tanto por las condiciones socioeconómicas individuales como por la desigualdad de ingresos de las localidades. Aunque los resultados ajustados de hombres y de mujeres no fueron estadísticamente significativos, se observó que en Bogotá la desigualdad de ingresos disminuye el riesgo de mala salud. Este resultado es concordante con el patrón espacial observado en la *figura 1*, donde localidades con mayores coeficientes de desigualdad de ingresos mostraron menores prevalencias de mala salud. Dichos resultados no concuerdan con lo reportado en la literatura^{29,30}, pero los resultados de las interacciones transnivel mostraron efectos indirectos de la desigualdad de ingresos de la localidad.

En áreas con alta desigualdad de ingresos, los hombres con bajo nivel educativo y las mujeres jóvenes mostraron un mayor riesgo de mala salud. Estos resultados son concordantes con los de Feng et al.²⁶, Dahl et al.³¹ y Pei et al.³², y sugieren que aunque la desigualdad de ingresos en los territorios no causa directamente mala salud, ésta manifiesta su efecto negativo cuando están presentes otras condiciones individuales. Por lo tanto, los resultados indican la necesidad de analizar los efectos diferenciales de la desigualdad de ingresos por grupos poblacionales con mayor vulnerabilidad para experimentar mala salud.

Este estudio presenta algunas limitaciones. Dada la naturaleza transversal de los datos, la primera limitación concierne a la no posibilidad de establecer una relación causal entre los factores socioeconómicos de los contextos y la percepción de mala salud. En segundo lugar, el uso de fuentes de información secundaria puede haber incrementado el error en la medición de variables. Otro hecho es la utilización de variables de educación y ocupación como *proxy* de los ingresos económicos individuales. La falta de variables individuales que midan la capacidad adquisitiva real de los encuestados puede estar sobreestimando el efecto de las variables económicas del contexto. Por otro lado, el hecho de que los datos analizados correspondan a los jefes del hogar hace que los resultados obtenidos sean solamente generalizables a esta población específica. Tales

limitaciones ofrecen la oportunidad de realizar estudios más profundos entre el nivel de segregación socioeconómica que presenta Bogotá y su impacto en la salud de las personas.

En conclusión, en esta población colombiana, el análisis multinivel encontró diferencias geográficas en la percepción de salud de la población, y los mayores porcentajes de pobreza se mostraron asociados a un mayor riesgo de mala salud. Igualmente, los resultados destacan grandes inequidades de salud entre individuos y entre localidades, lo que sugiere la necesidad de formular programas e intervenciones orientados a prevenir y atender el problema en estos dos niveles.

¿Qué se sabe sobre el tema?

La relación entre la desigualdad de ingresos y el estado de salud ha sido ampliamente estudiada en los países desarrollados. Se reconoce que la salud de un individuo no sólo se ve afectada por los ingresos individuales, sino también por la distribución relativa del lugar de residencia.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

En una población colombiana, el análisis multinivel encontró diferencias geográficas en la percepción de salud de la población, en donde mayores porcentajes de pobreza se mostraron asociados a un mayor riesgo de mala salud.

Editora responsable del artículo

Carme Borrell.

Contribuciones de autoría

Las autoras declaran que ambas participaron en la concepción y el diseño del trabajo, el análisis y la interpretación de los datos, la escritura del artículo y su revisión crítica, y la aprobación de la versión final para su publicación.

Financiación

Ninguna.

Conflictos de intereses

Ninguno.

Bibliografía

- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. Objetivos de Desarrollo del Milenio [Internet]. 2014. (Consultado el 2 de junio de 2014.) Disponible en: http://www.undp.org/content/undp/es/home/mdgoverview/mdg_goals/progress/
- González-Pérez GJ, Vega-López MG, Romero-Valle S, Vega-López A, Cabrera-Pivaral CE. Exclusión social e inequidad en salud en México: un análisis socioespacial. *Rev Salud Pública.* 2008;10:15–28.
- UNICEF W. WHO. Levels and trends in child mortality 2012 [Internet]. WHO. (Consultado el 6 de abril de 2014.) Disponible en: http://www.who.int/maternal_child_adolescent/documents/levels_trends_child_mortality_2012/en/
- Office for National Statistics. Inequality in healthy life expectancy at birth by national deciles of area deprivation: England, 2009–11. *Statistical Bulletin.* 2014;24.
- Office for National Statistics. Inequality in healthy life expectancy at birth by national deciles of area deprivation: England [Internet]. Office for National Statistics. 2014. (Consultado el 3 de julio de 2014.) Disponible en: <http://www.ons.gov.uk/ons/rel/disability-and-health-measurement/inequality-in-healthy-life-expectancy-at-birth-by-national-deciles-of-area-deprivation-england/2009-11/index.html>

6. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav.* 1997;38:21–37.
7. Kawachi I, Kennedy BP. Income inequality and health: pathways and mechanisms. *Health Serv Res.* 1999;34:215–27.
8. Shibuya K, Hashimoto H, Yano E. Individual income, income distribution, and self rated health in Japan: cross sectional analysis of nationally representative sample. *BMJ.* 2002;324:16–9.
9. Sánchez RH, Albala BC. Desigualdades en salud: adultos en comunas del Gran Santiago. *Rev Médica Chile* [Internet]. Abril de 2004 (Consultado el 22 de marzo de 2014.) Disponible en: <http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci.arttext&pid=S0034-98872004000400007&lng=en&nrm=iso&tlng=en>.
10. Sacchi M, Hausberger M, Pereyra A. Percepción del proceso salud-enfermedad-atención y aspectos que influyen en la baja utilización del Sistema de Salud, en familias pobres de la ciudad de Salta. *Salud colectiva* [Internet]. 2007;3. Disponible en: <http://www.scielo.org.ar/scielo.php?pid=S1851-82652007000300005&script=sci.arttext>
11. Schwartzmann L. Calidad de vida relacionada con la salud: aspectos conceptuales. *Cienc Enferm.* 2003;9:9–21.
12. Schneider MC, Castillo-Salgado C, Bacallao J, et al. Methods for measuring inequalities in health. *Rev Panam Salud Pública* [Internet]. Diciembre de 2002;12 (Consultado el 11 de junio de 2014.) Disponible en: <http://www.scielosp.org/scielo.php?script=sci.arttext&pid=S1020-49892002001200006&lng=en&nrm=iso&tlng=en>.
13. Wilkinson RG. Socioeconomic determinants of health. Health inequalities: relative or absolute material standards? *BMJ.* 1997;314:591–5.
14. Subramanian SV, Kubzansky L, Berkman L, et al. Neighborhood effects on the self-rated health of elders: uncovering the relative importance of structural and service-related neighborhood environments. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci.* 2006;61:S153–60.
15. Castillo-Salgado C. Medición de las desigualdades de salud. *Rev Panam Salud Pública.* 2002;12:371–2.
16. Pickett K, Pearl M. Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *J Epidemiol Community Health.* 2001;55:111–22.
17. Alcaldía de Bogotá. Plan de desarrollo económico y social y de obras públicas para Bogotá Distrito Capital, 2012-2016. Bogotá, 2012. Disponible en: <http://www.sdp.gov.co/portal/page/portal/PortalSDP/Home/Noticias/Otros DocumentosArchivados/PlandeDesarrollo>
18. DANE. COLOMBIA - Encuesta Multipropósito para Bogotá Distrito Capital - EMB - 2011 - Información general [Internet]. (Consultado el 23 de marzo de 2014.) Disponible en: <http://formularios.dane.gov.co/pad/index.php/catalog/160>
19. Alcaldía Mayor Santa Fe de Bogotá. Indicadores de pobreza. Encuesta multipropósito Bogotá DC. 2011. Estadísticas hábitat [Internet]. (Consultado el 6 de abril de 2014.) Disponible en: http://www.habitatbogota.gov.co/sdht/index.php?option=com_docman&task=cat.view&gid=266&Itemid=76
20. Alcaldía Mayor de Bogotá. Principales resultados de la primera encuesta multipropósito para Bogotá 2011 [Internet]. 2011. Disponible en: <http://www.sdp.gov.co/portal/page/portal/PortalSDP/Informaci%F3nTomaDecisiones/Estadisticas/Bogot%E1%20Ciudad%20de%20Estad%EDsticac/2011/DICE115-CartillaEncuesMultipropos-2011.pdf>
21. Departamento Nacional de Planeación. Plan Nacional de Desarrollo 2010-2014 [Internet]. 2010. (Consultado el 2 de junio de 2014.) Disponible en: <https://www.dnp.gov.co/PND/PND20102014.aspx>.
22. Goldstein H, Browne W, Rasbash J. Partitioning variation in multilevel models. *Understanding Statistics.* 2002;22:3–231.
23. Gallegos-Carrillo K, García-Peña C, Durán-Muñoz C, et al. Self-perceived health status: an approach of the elderly in Mexico. *Rev Saúde Pública.* 2006;40:792–801.
24. Séculi E, Fusté J, Brugulat P, et al. Percepción del estado de salud en varones y mujeres en las últimas etapas de la vida. *Gac Sanit.* 2001;15:217–23.
25. Leckie G, Charlton C. A program to run the MLwiN Multilevel Modeling Software from within Stata. [Internet]. 2013;52. Disponible en: <http://www.jstatsoft.org/v52/i11>.
26. Feng Z, Wang WW, Jones K, et al. An exploratory multilevel analysis of income, income inequality and self-rated health of the elderly in China. *Soc Sci Med.* 1982;75:2481–92.
27. Malmström M, Sundquist J, Johansson SE. Neighborhood environment and self-reported health status: a multilevel analysis. *Am J Public Health.* 1999;89:1181–6.
28. Macintyre S, Maciver S, Sooman A. Area, class and health: should we be focusing on places or people. *J Soc Policy.* 1993;22:213–34.
29. Cremonese C, Backes V, Olinto MTA, et al. Neighborhood sociodemographic and environmental contexts and self-rated health among Brazilian adults: a multi-level study. *Cad Saúde Pública.* 2010;26:2368–78.
30. Kondo N, Sembajwe G, Kawachi I, et al. Income inequality, mortality, and self rated health: meta-analysis of multilevel studies. *BMJ.* 2009;339:b4471.
31. Dahl E, Ivar Elstad J, Hofoss D, et al. For whom is income inequality most harmful? A multi-level analysis of income inequality and mortality in Norway. *Soc Sci Med.* 2006;63:2562–74.
32. Pei X, Rodríguez E. Provincial income inequality and self-reported health status in China during 1991-7. *J Epidemiol Community Health.* 2006;60:1065–9.