



Capital social, desigualdad en el ingreso y percepción de la propia salud en 45 países

CAROL MANSSYUR

Baylor College of Medicine Houston, Texas.

BENJAMIN C. AMICK

RONALD B. HARRIST

LUISA FRANZINI

University of Texas Health Science Center en Houston School of Public Health.

Introducción

Ha habido un creciente interés en la relación entre el ambiente social y la salud (Institute of Medicine, 2001; Institute of Medicine y National Research Council, 2002; National Research Council, 2001). Entre los conceptos que han surgido en la década pasada para examinar esta relación están la desigualdad económica (Lynch y Kaplan, 1999; Marmot, Bobak y Smith, 1995; Wilkinson, 1996) y el capital social (Karachi y Berkman, 2000; Kawachi, Kennedy, Lochner y Prothrow-Stith, 1997). Siguiendo el trabajo de Putman sobre la importancia de los nexos entre la sociedad cívica y la comunidad (Putman, 2000; Putman, Leonardo y Nanetti, 1993), el capital social parece haber capturado particularmente el interés de muchos epidemiólogos sociales (Islam, Merlo, Kawachi, Lindström y Gerdtham, 2006; Kawachi y Berkman, 2000; Kawachi y Kennedy, 1999; Macinko y Starfield, 2001; Poortinga, 2006; Szreter y Woolcock, 2004), aunque no todos están convencidos de su utilidad para implementar una política de salud efectiva (Lynch, Due, Muntaner y Smith, 2000).

Los sociólogos Pierre Bourdieu y James Coleman están entre los primeros teóricos que definen el capital social. Bourdieu lo llama “la suma de los recursos reales o virtuales acumulados para un individuo o para un grupo por la virtud de poseer una red de trabajo perdurable o relaciones menos institucionalizadas de conocimiento y reconocimiento mutuo” (Bourdieu y Wacquant, 1992, p.

119). Coleman (1988) definió el capital social por su función, afirmando que “el capital social es inherente a la estructura de relaciones entre dos actores o más (p. S98)”. Como Bourdieu, Coleman identificó esto como un medio de proveer recursos a los actores, que pueden ser utilizados para que logren lo que les interesa.

Se extiende la definición de capital social de Coleman, Putnam, Kawachi y Berkman (2000) a “esas características de las estructuras sociales como los niveles de confianza interpersonales y las normas de reciprocidad y ayuda mutua, que actúan como recursos para los individuos y facilitan la acción colectiva” (Kawachi y Berkman, 2000, p. 175). Una reciente revisión de la literatura sobre el tema ha documentado dos componentes de capital social: uno cognitivo que incluye “normas, valores, actitudes y creencias” como las “percepciones de la gente sobre el nivel de confianza interpersonal, de participación y de reciprocidad”, y un componente estructural que “se refiere a aspectos observables desde fuera de la organización social, como la densidad de las redes sociales de trabajo (DRST) o patrones de compromiso cívico (Islam *et al.*, 2006, p. 5). Junto con estas líneas, gran parte de los análisis consideran al capital social un valor positivo. Portes (1998, p. 15) advirtió sin embargo, que el capital social puede conducir a resultados negativos como “exclusión de quienes no son del lugar, demandas excesivas por parte de los miembros de los grupos, restricciones a las libertades individuales y un desenso de las normas que equilibran”. Resultados



negativos como éstos han sido frecuentemente ignorados en las investigaciones (Islam *et al.*, 2006).

Una gran cantidad de investigación en capital social y salud ha estado relacionada con textos sobre desigualdad socioeconómica y salud. La mayoría de los estudios sobre salud se han centrado en la distribución del ingreso, empezando por el trabajo fundamental de Wilkinson (1996), donde demuestra que en los países más ricos, la mayor desigualdad de ingreso está asociada con la esperanza más baja de vida. Los hallazgos de Wilkinson produjeron una gran cantidad de investigaciones sobre desigualdad de ingreso y salud; algunas apoyaban sus hallazgos (Kawachi, 2000; Marmot, 2002; Marmot *et al.*, 1995; Subramaniam y Karachi, 2004; Wilkinson y Pickett, 2006) y otras los refutaban (Lynch *et al.*, 2001, 2004; Mackenbach, 2002; Osler *et al.*, 2002; Ross *et al.*, 2000; Shibuya, Hashimoto y Yano, 2002). Los resultados variaban en los distintos estudios dependiendo del periodo, de la muestra de países utilizada y del nivel de medición. Los estudios que utilizaban datos más recientes de medición de la desigualdad de ingreso en el nivel de Estados o países, generalmente apoyaban los hallazgos de Wilkinson (Ram, 2006; Wilkinson y Pickett, 2006).

La literatura sobre el tema se ha centrado en dos teorías que describen las vías que conducen a las desigualdades en salud. Utilizando un enfoque psicosocial, epidemiólogos como Wilkinson (1996), Kawachi y Berkman (2000) describen cómo las comparaciones sociales pueden aumentar los niveles de énfasis y cómo éstos pueden ser modificados por el acceso al capital social. Otros epidemiólogos sociales tienen un enfoque más materialista. Por ejemplo, Lynch y Kaplan (2000) han sostenido que las condiciones materiales en los diferentes niveles SES, son los mecanismos fundamentales mediante los cuales se relacionan la desigualdad en el ingreso y el capital social con el gradiente salud. Se ha reconocido más recientemente que ambos enfoques pueden contribuir al entendimiento de cómo la desigualdad en el ingreso y el capital social pueden estar relacionados con la salud (Schnittker y Mcleod, 2005; Szreter y Woolcock, 2004). Hay además un creciente consenso de que la desigualdad de ingreso en sí misma no es la causa de pobres resultados en salud, pero que puede ser un indicador de un contexto

social más amplio de desigualdad estructural que afecta la salud por la discriminación, las jerarquías dominantes, la violencia y una inversión por debajo de la norma en las personas o en la infraestructura social (Deaton, 2003; Eckersley, 2006; Islam *et al.*, 2006; Lynch y Kaplan, 1999; Subramanian y Kawachi, 2004; Wilkinson, 2005).

El capital social es normalmente considerado como perteneciente a las vías psicosociales que parten del contexto social a los resultados en salud (Karachi *et al.*, 1997; Wilkinson, 1999). Hay cierto cuestionamiento, sin embargo, acerca de si el capital social se examina mejor desde el nivel individual o desde el ecológico (Islam *et al.*, 2006). Mientras Portes (1998) describe el capital social como una propiedad de los individuos, gran parte de la literatura lo describe como una característica colectiva (Bourdieu y Wacquant, 1992; Coleman, 1988; Putnam, 2000) que media entre el contexto social y los resultados en salud (Carlson, 1998; Islam *et al.*, 2006; Karachi y Berkman, 2000; Karachi *et al.*, 1997; Kenelly, O'Shea y Garvey, 2003; Lochner *et al.*, 1999; Macinko y Starfield, 2001).

Estudios nacionales de cruces que miden el capital social y la posición socioeconómica en el nivel individual han encontrado generalmente relaciones bastante sólidas con la salud (Islam *et al.*, 2006). En dos de estos estudios que comparan encuestados de países europeos, Carlson (1998, 2004) encontró que la participación en actividades cívicas tenía un efecto positivo en la salud, al igual que la satisfacción económica y que el índice de percepción de la propia salud era bastante más bajo en los antiguos países comunistas, demostrando "que la llamada división de salud europea, documentada por la mortalidad, también se advierte en la percepción de la propia salud".

Resultados de estudios ecológicos de la relación entre desigualdad de ingreso, capital social y salud han sido combinados para llegar a resultados encontrados normalmente en estudios llevados a cabo en Estados Unidos (Islam *et al.*, 2006). Recientemente, los estudios internacionales llevados a cabo desde la publicación de Wilkinson (1996), no apoyaban normalmente asociaciones entre la desigualdad de ingreso a nivel social, el capital social y la salud de la población (Kennelly O'Shea y Garvey, 2003; Lynch *et al.*, 2001, 2004). Esta tendencia cambió cuando Ram (2006) llevó a



cabo un análisis ecológico comparando 108 países que utilizan mejores datos de los que habían usado antes e informaron una fuerte asociación negativa entre la desigualdad de ingreso y la esperanza de vida. Ram también encontró que el capital social (medido por la confianza) estaba asociado negativamente con la desigualdad de ingreso, aunque esto no estaba relacionado con la salud.

En los estudios ecológicos es posible que los efectos del capital social y de la desigualdad de ingreso en salud puedan confundirse con otras características del contexto como el tipo de sistema político (Navarro y Shi, 2001) o diferencias en cultura (Eckersley, 2006; Forbes y Wainwright, 2001). Además varios autores han señalado que es importante distinguir entre efectos de arreglo y de contexto de las medidas de capital social (Lochner *et al.*, 1999; Poortinga, 2006; Subramaniam y Kawachi, 2004; Veenstra, 2005). Los efectos de arreglo se encuentran cuando las diferencias entre los grupos se deben en gran medida a que existen diferencias en las características de los individuos que pertenecen a los grupos, y a las diferencias en los efectos del contexto, cuando las características grupales son asociadas con diferencias en los resultados después de contrastarlas con los errores a nivel individual (Diez Roux, 2002). “La asociación entre los indicadores de capital social e índice de percepción de la propia salud podría deberse muy bien al hecho de que los individuos más aislados socialmente están concentrados en comunidades carentes de capital social” (Poortinga, 2006, p. 293). Los análisis a múltiples niveles pueden tomar en consideración ambos niveles simultáneamente y, así, poder distinguir entre los efectos contextuales y de arreglo (Diez Roux, 1998, 2000; Duncan, Jones y Moon, 1998). Además, evitan las falacias ecológicas e individuales de utilizar datos de un nivel para plantear inferencias en otro. Las ventajas adicionales son métodos de evaluación estadística en múltiples niveles para observaciones no independientes dentro de los grupos, y examinar la variación casual tanto a nivel de grupo como individual.

Quienes propusieron hacer un modelo para múltiples niveles también sugirieron que pueden ser importantes las interacciones entre las medidas del capital social de grupo e individual (Poortinga, 2006; Subramaniam y Karachi, 2004). Comparando 22 países europeos que utilizan métodos para múlti-

ples niveles, Poortinga (2006) encontró que el personal que apoya las redes sociales de trabajo y de confianza estaba relacionado en forma significativa con la salud, pero que la medida de capital social agregado no estaba relacionada directamente de manera significativa con la salud. Estas medidas expresaban, en realidad, efectos muy moderados de las interacciones con los niveles de variables individuales.

Olsen y Dahl (2007) llevaron a cabo otro análisis jerárquico de la salud en 21 países europeos en los que predominan diversos estilos de vida y distintas características políticas y económicas. Como Poortinga (2006), encontraron que las medidas individuales de satisfacción de ingreso y de capital social tenían más relación con la salud que con las medidas sociales. La historia del comunismo era más importante en el nivel social; igual que Carlson (1998, 2004), encontraron que la percepción de la propia salud era consistentemente menor en Europa oriental que en Europa occidental. Sin embargo, no hicieron interacciones de todos los niveles para tomarlas en consideración.

Hasta la fecha, todos los estudios nacionales que cruzan la información utilizando métodos que toman en cuenta múltiples niveles se limitan a Europa. Blakely y Woodward (2000) han afirmado que los distintos países pueden tener diferentes grados de exposición a factores de riesgo en todos los niveles, como la desigualdad económica y poca cantidad de capital social. Para evitar una falta de variación suficiente en la exposición ecológica estudiada es importante repetir las observaciones a lo largo del tiempo o a través de las distintas sociedades. Por lo tanto, sería beneficioso utilizar una muestra mayor de sociedades que incluyera las de los países no europeos y en desarrollo, para ver si los mismos tipos de patrones se mantienen a lo largo de los diferentes contextos sociales. Por esta razón aplicamos métodos que abarcan múltiples niveles a una muestra grande y diversa de países, para probar la hipótesis de que la salud es afectada por el capital social y la desigualdad de ingresos a lo largo de las naciones.

Métodos

Fuentes de datos

El diseño del análisis fue un examen secundario de los datos a lo largo de las secciones. Las fuentes de datos incluyeron indicadores económicos naciona-



les, publicados por el Banco Mundial, en la base de datos World Development Indicators Online (Banco Mundial, 1997, 1998, 2001 2002, 2004) y la combinación de la Encuesta Mundial de Valores (wvs, por sus siglas en inglés) y la Encuesta de Valores Europeos (Inglehart *et al.*, 2003). Se combinaron las olas de medición 2 (1990) y 3 (1995-1997) de la wvs, pues faltaban datos de algunos países en alguna de estas dos olas. Los métodos de recolección y calidad de los datos de estas fuentes se han analizado por todas partes (Inglehart *et al.*, 2003; Banco Mundial, 1990, 2004).

Muestra

Hubo 99 884 encuestados radicados en los 47 países sobrepuestos en las fuentes de datos combinadas. Como éste era un análisis secundario, nuestro único criterio de inclusión/exclusión fue que no hubiera datos faltantes de ninguno de los encuestados o de los países para las variables utilizadas en nuestro estudio. Después de excluir los registros en los que faltaban datos, se mantuvo una muestra de trabajo todavía grande de 70 493 encuestados radicados en 45 países. Más o menos la mitad de la muestra mantenida era de la ola de mediciones 2 y la otra mitad de la 3. Realizamos una revisión preliminar de las desviaciones estadísticas de las variables clave, pero ninguna resultó evidente al inicio. Los países, el número de encuestados de cada ola, y las características en los distintos niveles seleccionados de cada país se enlistan en el apéndice A.

La variable dependiente

La variable resultante era la percepción de la propia salud. Esta variable de nivel individual está basada en la respuesta a la pregunta de la wvs: “¿Cómo podría describirnos, en general, su estado de salud en estos días?” Las posibilidades de respuesta forman una escala de ordinal de cinco rubros (Muy malo, Malo, Regular, Bueno, Muy bueno). El índice de percepción de la propia salud se ha usado comúnmente en la literatura sobre el tema como una medida subjetiva de salud (Bobak, Pikhart, Rose Hetzman y Marmot, 2000; Carlson, 1998, 2004; Poortinga, 2006; Subramanian, Kawachi y Kennedy, 2001). Numerosos estudios longitudinales han validado la percepción de la propia salud como una fuente para medidas más objetivas (Frankenberg y Jones, 2004; Jylhä, Volpato y

Guarlnik, 2006) y en la predicción de mortalidad (DeSalvo, Bloser, Reynolds, He y Muntner, 2005; Idler y Benyamini, 1997).

Variables independientes

Algunos de los rubros utilizados como medidas de desigualdad socioeconómica y capital social (Mackinco y Starfield, 2001) están disponibles en el Banco Mundial y en la wvs. La desigualdad de ingreso medida por Gini ha sido comúnmente utilizada para medir desigualdad económica (Islam *et al.*, 2006; Subramanian y Kawachi, 2004). La confianza es una medida del componente cognitivo del capital social, y la participación en diversas organizaciones es una medida del componente estructural del capital social (Islam *et al.*, 2006). Las estadísticas que describen todas estas variables, tanto a nivel individual como nacional, se muestran en la tabla 1.

Ingreso, confianza y participación social (ps) se incluyeron en el nivel individual para efectos de combinación de la desigualdad de ingreso y el capital social. Edad y género también se incluyeron, pues estaban correlacionados de manera importante con la percepción de la propia salud ($p < 0.001$) y podían confundir sobre cualquiera de las relaciones observadas. El nivel educacional es otra variable relacionada con la salud que se ha encontrado (Bobak *et al.*, 2000; Olsen y Dahl, 2007; Poortinga, 2006). Desafortunadamente, los rubros de respuesta para esta categoría no eran comparables a lo largo de las naciones en la wvs y no se pudieron incluir.

El ingreso se midió por las respuestas a la wvs a la pregunta: “Aquí hay una escala de ingreso. Nos gustaría saber en qué grupo está su hogar, considerando todos los gastos, salarios, pensiones y otros ingresos percibidos. Sólo ponga la letra del grupo en el que cae su hogar, antes de los impuestos y otras deducciones. Las respuestas formaban una escala ordinal de diez rubros que iban de 1 (el más bajo) a 10 (el más alto).

La confianza se medía por una pregunta de dos opciones de la wvs formulada como: “Hablando en general ¿diría usted que la mayoría de las personas es confiable o que usted necesita ser muy cuidadoso al tratar con la gente?” Clasificamos esto como una variable simple (Confiable = 1, No confiable = 2).



Tabla 1. Estadísticas descriptivas para variables a nivel individual y de países utilizadas en los modelos 1-6

| | N | Mínimo | Máximo | Promedio | Desviación estadística |
|---|--------|--------|--------|----------|------------------------|
| <i>A nivel individual</i> | | | | | |
| Salud ^a | 70,493 | 1 | 5 | 3.68 | 0.94 |
| Género (masculino) ^a | | | | | |
| 1 = Masculino | 34,178 | 0 | 1 | 0.48 | 0.50 |
| 0 = Femenino | 36,315 | | | | |
| Edad ^a | 70,493 | 18 | 92 | 41.81 | 16.10 |
| Ingreso (INC) ^a | 70,493 | 1 | 10 | 4.60 | 2.55 |
| Confianza ^a | | | | | |
| 0 = sin confianza | 48,008 | 0 | 1 | 0.32 | 0.47 |
| 1 = confianza | 22,485 | | | | |
| Participación social (PS) ^a | 70,493 | 0 | 18 | 1.84 | 2.55 |
| <i>A nivel de país</i> | | | | | |
| Desigualdad (coeficiente de Gini ajustado por ingreso o consumo) ^b | 45 | 21.60 | 63.40 | 36.27 | 10.55 |
| Densidad de las redes sociales de trabajo (DRST) ^a | 45 | 0.61 | 5.00 | 1.91 | 1.16 |
| Confianza social (CS) ^a | 45 | 0.05 | 0.67 | 0.32 | 0.15 |
| Ingreso bruto per cápita (en miles de dólares PPP) ^c | 45 | 0.65 | 25.73 | 10.68 | 6.95 |

^a Obtenido a partir de la Encuesta Mundial de Valores, olas 1 y 2 (Inglehart et al., 2003).

^b Obtenido a partir de los indicadores publicados del Banco Mundial ((El Banco Mundial, 1997, 1998, 2001, 2002, 2004).

^c Obtenido a partir de los Indicadores Mundiales de Desarrollo en línea (consultado en febrero de 2007 a <http://publications.worldbank.org/WDI> (El Banco Mundial, 1990).

El índice de PS se creó a partir de varios cuestionamientos en la *wvs* donde se preguntaba sobre la participación en diferentes organizaciones de voluntarios (iglesias/religión, deportes/recreación, arte/música/educacional, sindicato, partido político, ambiental, profesional, de caridad, otra organización de voluntarios). Las respuestas se clasificaron de manera que los números altos representaron la participación más intensa (0 = no miembro, 1 = miembro inactivo y 2 = miembro activo). Sumamos las respuestas a todas las preguntas para constituir un índice PS en el nivel individual, que va de 0 a 18.

Los predictores de capital social incluían la densidad de la red de trabajo y la confianza social. La densidad y la confianza fueron agregadas de las contrapartes que los componían: PS y Confianza respectivamente, utilizando el promedio por país. A diferencia de los otros dos predictores contextuales, la desigualdad de ingreso no fue un agregado del ingreso individual, pero se midió utilizando el indicador del Banco Mundial, el coeficiente de Gini. Este índice usa la curva de Lorenz para medir el grado de distribución del ingreso dentro de una

sociedad que se desvía de una distribución perfectamente equitativa (Banco Mundial, 2001). Dado que el coeficiente de Gini se calcula con base en el consumo en unos países y con base en el ingreso en otros, seguimos el procedimiento descrito por Ram (2006) para ajustarse a esto añadiendo 6.6 a todas las medidas de este índice basadas en el consumo. Como la base de datos en línea de los Indicadores de Desarrollo no proporciona información sobre si los coeficientes de Gini están basados en el ingreso o en el consumo, se obtuvieron las medidas de los coeficientes de Gini a partir de compilaciones impresas (Banco Mundial, 1997, 1998, 2001, 2004). Consultamos muchas compilaciones impresas para obtener todos los coeficientes de Gini posibles de los años que se cerraron unos junto a otros, y de 1990 (ver apéndice).

El ingreso nacional bruto per cápita (GNP por sus siglas en inglés) para 1990, convertido en dólares internacionales por el Banco Mundial (1990), se incluyó como control de la riqueza de cada país. Dividimos el GNP por una constante de 1000 para que las otras variables utilizadas estuvieran en unidades cerradas.



Métodos estadísticos

Los procedimientos de regresión de múltiples niveles pueden utilizarse para considerar dos niveles de estructura de los encuestados. Al introducir secuencialmente variables en modelos complejos de muchos niveles, los métodos pueden proporcionar estimados de las relaciones entre los efectos de las variables compuestas de nivel 1 (individual) y de las variables compuestas de nivel 2 en salud, y a la vez el control de los efectos de la composición y de la interacción de variables en los dos niveles. Utilizamos MLwiN 2.02 (Rasbash, Browne, Healy, Cameron y Charlton, 2005) para ajustar los modelos de múltiples niveles. No hubo la intención de abordar todas las variables no simples (Hox, 2002; Snijders y Bosker, 2000).

Aunque se midió en una escala ordinal, tratamos el índice de percepción de la propia salud como una variable continua. Gran parte de la investigación epidemiológica utiliza el índice de percepción de la propia salud como un resultado variable, rompiéndolo en una dicotomía y aplicando métodos logísticos. Queríamos retener toda la información que fuera posible de las cinco categorías de respuestas. Fue imposible retener las cinco categorías en un análisis ordinal jerárquico porque los recursos de computación que se requerían resultaban prohibitivos para más de tres categorías. La distribución de las respuestas de salud, medida en la escala ordinal de cinco categorías, se aproximaba a la norma en muchos países y pensamos que podríamos tratarla como una variable continua. Es deseable utilizar, cuando sea posible, variables continuas pues la información puede perderse al convertirlas en variables de las categorías (MacCallum, Zhang, Preacher y Rucker, 2002). Según Snijders y Bosker (2000). Las variables resultantes medidas en escalas ordinales de cinco categorías o más, pueden ser tratadas como un continuo si es razonable suponer que las variaciones del nivel 1 son constantes. Para probar esto se puede llevar a cabo un análisis residual donde se haga un diagrama de dispersión de los residuos del nivel estandarizado 1 junto a la parte determinada de valores predichos (Goldstein, 1995; Luke, 2004). Si el grupo de residuos alrededor de uno está al final del diagrama de dispersión, la hipótesis de que haya variaciones estadísticas iguales se viola y la variable no puede ser tratada como un continuo. Efectua-

mos esta prueba y no encontramos ningún signo de que en los residuos las variaciones pudieran no ser iguales. Como prueba adicional, los dividimos en dos y tres categorías y utilizamos procedimientos de múltiples niveles para la logística y la ordenación de los modelos de categorías. Esto arrojó resultados similares pero menos informativos.

Fijamos series de cinco modelos de niveles múltiples. El primer modelo (modelo 1) fue únicamente de intercepción y se utilizó para calcular el coeficiente de correlación intracase (CCI), para ver cuánta de la variabilidad en la percepción de la propia salud se debe a diferencias entre los países. Esto ayuda a determinar si es apropiado utilizar métodos de niveles múltiples. El segundo modelo (modelo 2) fue únicamente de los efectos de composición. El tercer modelo (modelo 3) fue sólo de covariación, para hacer una regresión de la salud a las variables de nivel individual y para el control del GNP. Este modelo se utilizó para probar si la desviación se reducía cuando las variables del predictor contextual se agregaban. El cuarto modelo (modelo 4) agregó las predicciones contextuales: la densidad de la red de trabajo, la confianza social y el índice de desigualdad (Gini). El modelo final (modelo 5) exploró además las relaciones entre las predicciones y la salud introduciendo interacciones a lo largo de los niveles: PS-DRST, Confianza-ST e ingreso-Gini.

Se supuso que la intercepción es azarosa en el nivel 2 de todos los modelos. La hipótesis inválida de que no hay relación entre la salud y las variables predichas se rechazó si una prueba X^2 encontraba una reducción significativa en la desviación ($p < 0.05$) a partir del único modelo de las covariaciones, para el modelo que estima los efectos contextuales. Examinamos los efectos de los modelos explorando los parámetros estimados. El radio de los valores beta, estimados para su estándar de error, se comparó con una distribución normal estándar. También se llevaron a cabo pruebas de sensibilidad para ajustar los modelos a los distintos subconjuntos de países y comparar los resultados con aquellos encontrados en la muestra completa.

Resultados

Las correlaciones de Pearson para todos los rubros a nivel individual se muestran en la tabla 2. Todas



Tabla 2. Correlaciones de Pearson de nivel 1 para salud, participación social, confianza, edad e ingreso

| | Salud | Participación social | Confianza | Edad |
|----------------------|----------|----------------------|-----------|----------|
| Participación social | 0.162** | | | |
| Confianza | 0.127** | 0.107** | | |
| Edad | -0.294** | -0.052** | 0.029** | |
| Ingreso | 0.204** | 0.149** | 0.130** | -0.123** |

** La correlación es significativa en el nivel 0.01 (doble cola).

las covariaciones a nivel individual estuvieron relacionadas con la salud de manera significativa y con cada una de las otras ($p < 0.001$). Sin embargo, las asociaciones no fueron fuertes, y el significado estadístico de cada una pudo haberse debido a la gran muestra. Edad e ingreso parecían tener una asociación más fuerte con la salud que la ps y la confianza. Como algunas de las variables eran ordinales, también examinamos correlaciones no paramétricas, pero los resultados fueron similares (no se muestran aquí).

Las correlaciones de Pearson para todos los rubros en el nivel de los países se muestran en la tabla 3. Las correlaciones más fuertes fueron entre GNP, CS y Gini. Entre las variables predictivas, la desigualdad de ingreso (Gini) tuvieron una correlación positiva con DRST ($r = 0.464$). Inesperadamente, pues se ha encontrado que ambas medidas del capital social están fuertemente asociadas en otros estudios, DRST y CS no están relacionadas de manera significativa. Examinamos diagramas de dispersión para ver si había algunos países inusuales y encontramos dos que podían haber causado los resultados inesperados: Nigeria y la República Dominicana. Ambos son bastante pobres con un alto coeficiente de Gini, una alta DRST y una baja CS. Si los excluimos de las correlaciones de Pearson, las relaciones entre la DRST y la CS se fortalecen ($r = 0.431$), mientras que las correlaciones entre el coeficiente de Gini y la DRST se debilitan.

La tabla 4 muestra los resultados de probar las hipótesis en la muestra completa a partir de 45 países. El ICC derivado del modelo 1 fue 0.14, lo que significa que cerca del 14% de la variación en la percepción de la propia salud se debió a diferencias entre países y esto es apropiado para usar aná-

Tabla 3. Correlaciones de Pearson de nivel 2 para densidad de las redes sociales de trabajo, coeficiente de Gini (ajustado) y GNP (PPP)

| | Densidad de las redes sociales de trabajo (DRST) | Confianza social | Gini (ajustado) |
|------------------|--|------------------|-----------------|
| Confianza social | 0.203 | | |
| Gini (ajustado) | 0.382* | -0.464** | |
| 1990 GNP (PPP) | 0.051 | 0.613** | -0.506** |

*La correlación es significativa en el nivel 0.05 (doble cola). **La correlación es significativa en el nivel 0.01 (doble cola).

lisis de múltiples niveles. La variación del nivel 1 permaneció bastante constante del modelo 2 en adelante, una indicación de que los efectos de la composición son sólidos. Hubo una reducción estadísticamente significativa en la desviación ($p < 0.000$) de las covariaciones sólo del modelo 3 hacia los efectos contextuales y de composición del modelo (modelo 4), que nos permiten rechazar la hipótesis de nulidad. Parecía que los efectos de composición de confianza, ps, ingreso y los efectos contextuales de DRST y Gini influyeron en la salud en el modelo 4. El modelo 5, que incluyó interacciones de diferentes niveles, mejoró significativamente el ajuste sobre el modelo 4 ($p < 0.01$).

Un análisis residual mostró que Rusia está muy desviada hacia el fondo de la distribución de los residuos del nivel 2. Comparamos las relaciones lineales entre el índice de percepción de la propia salud y las predicciones para cada país. En Rusia fue bastante más bajo que en otros países. Por lo tanto, creamos una variable simple para Rusia, para controlar sus problemáticos efectos en salud y agregarla al modelo 5. Los resultados se incluyen en la última columna de la tabla 4. No se mejoró el ajuste del modelo haciendo únicamente esto, pero el coeficiente del parámetro para Rusia indicó que este país tiene una relación muy negativa con la salud. Aunque hubieron cambios significativos para algunos de los otros parámetros estimados, la dirección de las relaciones no cambió cuando se ajustó el nuevo modelo y no hubo cambios sustanciales de magnitud. Cuando ajustamos los modelos de múltiples niveles tuvimos que mantener Nigeria y la República Dominicana. Dada su influencia en las correlaciones de Pearson, exploramos qué pasaría si eran excluidos, sin embargo los



Tabla 4. Coeficientes beta (errores estándar en paréntesis) de los modelos de múltiples niveles ajustados (intercepción casual, desviación fija), predictores para examinar la percepción de la propia salud para 70 493 encuestados en 45 países

| Variable | Modelo 1 ^a (sólo con intercepción) | Modelo 2 (sólo efectos de composición) | Modelo 3 (los covariables) | Modelo 4 (efectos de contexto y composición) | Modelo 5 (cruce de niveles) | Modelo 5 (controlando Rusia) |
|--|--|---|-------------------------------|---|--------------------------------|---------------------------------|
| Constante | 3.7135 (0.0522)** | 3.6051 (0.0467)** | 3.6048 (0.0412)** | 3.6086 (0.0330)** | 3.6157 (0.0329)** | 3.6449 (0.0288)** |
| <i>Nivel 1: individual</i> | | | | | | |
| Edad | | -0.0160 (0.0002)** | -0.0160 (0.0002)** | -0.0160 (0.0002)** | -0.0160 (0.0002)** | -0.0160 (0.0002)** |
| Masculino | | 0.1145 (0.0061)** | 0.1145 (0.0061)** | 0.1145 (0.0061)** | 0.1139 (0.0061)** | 0.1139 (0.0061)** |
| Ingreso (INC) | | 0.0459 (0.0013)** | 0.0459 (0.0013)** | 0.0459 (0.0013)** | 0.0465 (0.0013)** | 0.0465 (0.0013)** |
| Participación social (PS) | | 0.0113 (0.0013)** | 0.0113 (0.0013)** | 0.0111 (0.0013)** | 0.0145 (0.0016)** | 0.0145 (0.0016)** |
| Confianza | | 0.1428 (0.0069)** | 0.0425 (0.0069)** | 0.1424 (0.0069)** | 0.1395 (0.0071)** | 0.1395 (0.0071)** |
| <i>Nivel 2: país</i> | | | | | | |
| GNP ^b | | | 0.0216 (0.0060)** | 0.0218 (0.0063)** | 0.0219 (0.0063)** | 0.0232 (0.0053)** |
| Densidad de las redes sociales de trabajo (DRST) | | | | 0.0824 (0.0330) | 0.0859 (0.0329)** | 0.0459 (0.0295) |
| Confianza social (CS) | | | | 0.5426 (0.3151) | 0.4814 (0.3149) | 0.7386 (0.2738)** |
| Desigualdad (Gini) ^c | | | | 0.0105(0.0042)* | 0.0105(0.0042)* | 0.0175 (0.0039)** |
| Rusia | | | | | | -0.8659 (0.2052)** |
| <i>Interacciones a múltiples niveles</i> | | | | | | |
| PS-DRST | | | | | -0.0050 (0.0011)** | -0.0050 (0.0011)** |
| Confianza-Confianza social | | | | | 0.0969(0.0529) | 0.0964 (0.0529) |
| INC-Gini | | | | | 0.0005 (0.0001)** | 0.0005 (0.0001)** |
| Nivel 1 de variación | 0.7474 (0.0040)** | 0.6517 (0.0035)** | 0.6517 (0.0035)** | 0.6517 (0.0035)** | 0.6513 (0.0035)** | 0.6513 (0.0035)** |
| Nivel 2 de variación | 0.1218 (0.0258)** | 0.0972 (0.0206)** | 0.0751 (0.0159)** | 0.0463 (0.0099)** | 0.0460 (0.0099)** | 0.0328 (0.0070)** |
| -2-índice de mayor probabilidad | 179 770.3 | 170 105.7 | 170 094.1 | 170 072.5 | 170 032.8 | 170 017.8 |
| ₂ | 9664.6**(df = 5) | 11.6** (df = 1) | 21.6** (df = 3) | 39.7** (df = 3) | 15.0** (df = 1) | |

* p<0.05 (doble cola). ** p<0.01 (doble cola).

^a ICC = 0.140.

^b 1990 GNP en miles de dólares internacionales (PPP).

^c Ajustado para ingreso de consumo



resultados no eran sustancialmente distintos (no se muestran aquí). Tampoco hubo diferencias sustanciales cuando exploramos el ajuste de los modelos para hombres y mujeres por separado (no se muestran aquí).

Habría que hacer notar que sólo las medidas del modelo 4 se refieren directamente a efectos de composición y contextuales. En el modelo 5 los efectos son indirectos, varían con cambios en términos de interacción. El coeficiente de interacción positiva para ingreso-Gini indica que cada uno de los términos de la interacción exagera el efecto de otro en salud. Los encuestados de altos ingresos tienen mucha mejor salud que los de bajos ingresos, particularmente en sociedades con grandes desigualdades de ingreso. El coeficiente negativo de interacción para PS-DRST implica que la dirección de las relaciones cambia en ciertas condiciones. En las sociedades con una baja DRST el promedio de la percepción de la propia salud aumenta en la medida en que la PS aumenta; la relación entre PS y salud es al contrario en países con alta DRST.

Como nuestra muestra contenía un amplio espectro de países, realizamos pruebas de sensibilidad para ajustar los modelos en distintos subconjuntos. Los resultados de ajustar el modelo 5 para cada uno de estos subconjuntos se muestran en la tabla 5.

Los años cubiertos por nuestros datos (1990-96) fueron de muchos de los países ex comunistas en transición y podían afectar los resultados. Por lo tanto, dividimos la muestra de países colocando los que habían sido comunistas en un subconjunto (1) y el resto de los países en otro (2). Mientras que la interacción Confianza-CS fue más fuerte para el subconjunto 2, muchos de los otros coeficientes de los parámetros fueron similares a los resultados obtenidos usando la muestra completa. Los resultados para el conjunto 1 fueron notablemente distintos. La desviación no se redujo significativamente cuando se agregaron variables de contexto o interacciones de distintos niveles. Otras diferencias incluyeron cambios en la dirección de los coeficientes de los parámetros para GNP, CS y PS-DRST y un parámetro estimado para el coeficiente de Gini mucho más débil.

También creamos subconjuntos basados en las clasificaciones de ingreso del Banco Mundial de 1990, de los países que no estaban en el subcon-

junto de los ex países comunistas. El subconjunto 3 se limitó a los países ricos solamente y el 4 a los países pobres y de ingreso mediano. Estos dos subconjuntos parecían diferir sobre todo en la magnitud de los parámetros de los coeficientes para PS, CS y coeficiente de Gini.

Análisis

Demostramos que las medidas utilizadas usualmente de capital social y desigualdad de ingreso tienen fuertes efectos de composición en salud en un gran número de países de distintas partes del mundo. El promedio más alto de percepción de la propia salud estuvo asociado con PS, confianza e ingreso. Los efectos contextuales sobre la salud de la DRST, CS y desigualdad de ingreso, fueron sensibles a cambios en los países incluidos. Como los de Poortinga (2006), nuestros resultados revelaron que muchas interacciones entre los distintos niveles y la desigualdad de ingresos pueden tener un efecto moderado en las medidas a nivel individual de capital social e ingreso. Sin embargo el efecto de interacción también varió en las pruebas de sensibilidad.

Como se esperaba, la mayor densidad de las redes sociales y la mayor CS dieron lugar a la mejor percepción de la propia salud; aunque la magnitud de estos efectos directos cambió en los distintos subconjuntos, tuvo una pequeña pero significativa relación con el promedio de percepción de la propia salud en toda la muestra, mientras que la medida cognitiva de CS no la tuvo. Sin embargo, cuando se excluyó a Rusia, en el subconjunto que solamente contenía a los países ricos, las relaciones entre CS y salud se fortalecieron; mientras que las relaciones entre la DRST y la salud se debilitaron. En los subconjuntos restantes, ni la DRST ni la CS tuvieron una relación fuerte con la salud. La relativa importancia del capital social estructural y cognitivo para la salud puede ser particularmente sensible a factores que causan confusión como cultura, historia o sistema político.

La relación directa entre desigualdad de ingreso (Gini) y salud pareció ser más fuerte, aunque no en la dirección que se esperaba. Sin embargo, la relación fue lo suficientemente positiva en pruebas de sensibilidad, independientemente del subconjunto de países incluidos. Los resultados también



Tabla 5. Resultados de pruebas de sensibilidad con coeficientes beta (errores estándar entre paréntesis) del modelo 5 ajustado (interacciones entre los niveles) que examina los predictores del índice de percepción de la propia salud en diferentes subconjuntos de países

| Variable | Subconjunto 1: sólo de países ex comunistas | Subconjunto 2: todos los países no incluidos en el subconjunto 1 | Subconjunto 3: sólo países ricos no incluidos en los subconjuntos 1 y 3 | Subconjunto 4: todos los países |
|--|---|--|---|---------------------------------|
| Encuestados N | 21 785 | 48 708 | 28 400 | 20 308 |
| Países N | 13 | 32 | 18 | 14 |
| Constante | 3.0961 (0.1139)** | 3.7133 (0.0345)** | 3.8788 (0.1195)** | 3.5605 (0.1234)** |
| <i>Nivel 1: individual</i> | | | | |
| Edad | -0.0201 (0.0003)** | -0.0141 (0.0002)** | -0.0153 (0.0003)** | -0.0118 (0.0004)** |
| Masculino | 0.1856 (0.0107)** | 0.0810 (0.0075)** | 0.0426 (0.0099)** | 0.1361 (0.0114)** |
| Ingreso (INC) | 0.0391 (0.0026)** | 0.0483 (0.0016)** | 0.0464 (0.0035)** | 0.0510 (0.0048)** |
| Participación social (PS) | 0.0331 (0.0072)** | 0.0134 (0.0019)** | 0.0225 (0.0027)** | 0.0051 (0.0026)** |
| Confianza | 0.1379 (0.0208)** | 0.1287 (0.0094)** | 0.1513 (0.0156)** | 0.0907 (0.0158)** |
| <i>Nivel 2: país</i> | | | | |
| GNP ^a | -0.0376 (0.0181)* | -0.0174 (0.0060)** | -0.0026 (0.0138)** | -0.0013 (0.0180)** |
| Densidad de las redes sociales de trabajo (DRST) | 0.1444 (0.1008) | 0.0368 (0.0292) | 0.0295 (0.0467) | 0.0374 (0.0433) |
| Confianza social (CS) | -1.6769 (0.9450) | 0.4918 (0.2895) | 0.8765 (0.4244)* | 0.1083 (0.3931) |
| Desigualdad (Gini) ^b | 0.0035 (0.0081)* | 0.0110 (0.0052)* | 0.0208 (0.0093)* | 0.0094 (0.0061) |
| <i>Interacciones a múltiples niveles</i> | | | | |
| PS-DRST | 0.0171 (0.0081)* | -0.0045 (0.0013)** | -0.0040 (0.0018)* | -0.0054 (0.0019)* |
| Confianza-Confianza social | 0.2180 (0.2901) | 0.1660 (0.0613)** | 0.0545 (0.0951) | -0.0491 (0.1250) |
| INC-Gini | -0.0001 (0.0002) | 0.0007 (0.0001)** | 0.0008 (0.0004)** | 0.0006 (0.0003)* |
| <i>Nivel 1 de variación</i> | 0.5998 (0.0058)** | 0.6706 (0.0043)** | 0.6847 (0.0057)** | 0.6466 (0.0064)** |
| <i>Nivel 2 de variación</i> | 0.0196 (0.0079)** | 0.0280 (0.0071)** | 0.0211 (0.0072)** | 0.0270 (0.0104)** |
| -2_índice de mayor probabilidad | 50 739.45 | 118 894.5 | 69 905.28 | 48 833.48 |
| _2 | 5.06 (df = 3) | 42.9** (df = 3) | 8.04* (df = 3) | 11.67** (df = 3) |

* p<0.05 (doble cola). ** p<0.01 (doble cola). ^a 1990 GNP en miles de dólares internacionales (PPP). ^b Ajustado para ingreso de consumo

variaron en los distintos estudios (Lynch *et al.*, 2004; Subramanian y Kawachi, 2004; Wilkinson y Pickett, 2006). Wilkinson y Pickett (2006) han señalado que en los estudios nacionales en los que se hacen cruces y usan datos de finales de los años 80 hasta comienzos de los 90, hay menor posibilidad de encontrar una asociación entre desigualdad de ingreso y salud de la población. Ellos sugieren que esto fue un fenómeno temporal debido al hecho de que las “diferencias de ingreso aumentaron particularmente rápido en muchos países” (Wilkinson y Pickett, 2006, p. 1777) durante ese periodo. Nuestros resultados parecen apoyar la idea de que la asociación negativa entre desigualdad de ingreso y salud encontrada en algunos estudios de ese tiempo se debió al efecto de composición del

ingreso individual con la salud (Fiscella y Franks, 1997; Gravelle, 1998). La interacción de los distintos niveles sugiere, sin embargo, que la mayor desigualdad moderó el efecto del ingreso sobre la salud, exagerando la salud reportada por los encuestados de más altos ingresos. Durante ese periodo por lo menos, la desigualdad de ingreso era buena para los acomodados de cualquier sociedad.

La CS no parecía moderar la relación entre la confianza individual y la salud, a menos que los países ex comunistas se excluyeran del modelo. Pero incluso así, esto sólo hubiera servido para exagerar el efecto positivo de la confianza individual en la salud. Otros estudios de múltiples niveles han encontrado que la CS tuvo una influencia indirecta significativa sobre la salud mediante una in-



teracción negativa con la confianza individual (Poortinga, 2006; Subramanian, Kim y Karachi, 2002). Por ejemplo, Poortinga (2006) encontró que los individuos más confiados de países con alta CS eran más propensos a reportar buena salud, y que los de países con baja CS eran menos propensos. Subramanian *et al.* (2002) encontró resultados similares en su estudio de Estados Unidos. Puede ser que nuestros resultados difieran de estos dos estudios porque utilizamos una muestra de países más grande y más diversa culturalmente. Esta interacción particular puede ser sensible al número y composición de países utilizados en la muestra o al periodo de tiempo, lo cual sugiere que la naturaleza de la interacción y su efecto en la salud puede confundirse por rasgos culturales de las sociedades u otras características de éstas, o por eventos históricos que ocurrieron en el momento en que se recolectaron los datos.

La interacción entre DRST y PS fue distinta de las otras dos. En sociedades con un bajo promedio de DRST, los individuos socialmente más activos tendieron a reportar un índice de mejor salud. Sin embargo, en las sociedades con densas redes sociales de trabajo, el índice de salud reportado por los individuos socialmente más activos era en promedio más bajo que el de los menos activos socialmente. Esto parece consistente con la idea de que el capital social tiene el potencial de dar resultados tanto negativos como positivos (Macinko y Starfield, 2001; Portes, 1998). Es posible que los individuos más activos de una organización puedan necesitar más en su momento en las sociedades con más DRST. Esto puede ser la causa de que los miembros menos activos se beneficien más de la membresía. La mayor participación conduce también a ajustarse a las expectativas o a muchas obligaciones sociales que podrían limitar la autonomía individual y conducir en última instancia a una menor salud.

Las pruebas de sensibilidad revelaron que muchas de las variaciones en los efectos de contexto e interacción parecían resolverse excluyendo los países ex comunistas, pues ese fue el periodo de transición en Europa central y oriental. Lynch *et al.* (2001) argumentaron que el advenimiento de la inestabilidad social en esta región podía hacer más difíciles las comparaciones con países más estables. Carlson (1998) también encontró un índice de percepción de la propia salud más bajo en estos países.

Bobak *et al.* (2000) examinaron particularmente los países poscomunistas y encontraron que los índices más bajos de percepción de la propia salud parecían estar asociados con la pérdida material y un sentimiento de control bajo. Dados estos hallazgos, no es sorprendente que nuestros resultados en este grupo de países fuera tan distinto del resto de nuestra muestra. Los subgrupos restantes difirieron sobre todo en magnitud más que en la dirección de los coeficientes de los parámetros.

Limitaciones

Nuestros resultados deben ser interpretados con precaución, pues este estudio tuvo muchas limitaciones, no sólo las de su naturaleza de niveles cruzados transversalmente. Sólo un estudio longitudinal puede determinar causa y efecto. La otra limitación es el tamaño de la muestra de países. Aunque nuestra muestra cubrió dos veces la cantidad de países del reciente estudio de Poortinga (2006), sólo hubo cuatro países pobres, y Asia, África y Medio Oriente no están representados adecuadamente. También tuvimos medidas incompletas del capital social, pues nos limitamos a lo que había disponible en la wvs. Hubiera sido mejor utilizar escalas que abarcaran más para medir algunos de los rubros. Por ejemplo, las medidas del capital social debieron incluir cuántos de los encuestados pueden confiar en otros en tiempos de necesidad; cuánto tiempo pasan con su familia, amigos, compañeros de trabajo y otros grupos, organizaciones, gobierno, etcétera, y no una sola variable dicotómica. Varios estudios han utilizado estas medidas (Macinko y Starfield, 2001), pero nadie había tomado la diversidad cultural de los países utilizando métodos para múltiples niveles. También hay múltiples discusiones en la literatura sobre los niveles adecuados de medición para las variables contextuales en los estudios de múltiples niveles: si deben medirse en el nivel del vecindario, del condado, del estado, de la región o del país (Subramanian y Karachi, 2004). "Un efecto ecológico puede variar con el nivel de agregación (Blakely y Woodward, 2000, p. 732). Un área adicional de preocupación es que la distribución de las respuestas para el índice de percepción de la propia salud varió en distintos países, con cierta aproximación a la distribución normal,



Tabla A1 Países representados con números de encuestados de cada ola, 1990 (GNP (PPP), clasificación de ingreso del Banco Mundial para 1990. El coeficiente de Gini fue ajustado para ingreso o consumo y calculado el año del índice

| <i>País</i> | <i>1990 Ola N</i> | <i>1995-1997 Ola N</i> | <i>Total de encuestados</i> | <i>GNP 1990 (PPP)</i> | <i>Clasificación 1990 del Banco Mundial</i> | <i>Coeficiente de Gini (ajustado)</i> | <i>Año del índice de Gini</i> |
|----------------------|-----------------------|----------------------------|---------------------------------|---------------------------|---|---|-----------------------------------|
| Australia | 0 | 1743 | 1743 | 15,950 | Rico | 33.7 | 1989 |
| Austria | 1246 | 0 | 1246 | 18,740 | Rico | 31.0 | 1995 |
| Azerbaiján | 0 | 1586 | 1586 | 3780 | Regular | 36.0 | 1995 |
| Bangladesh | 0 | 1492 | 1492 | 1010 | Pobre | 34.9 | 1992 |
| Bielorrusia | 0 | 1896 | 1896 | 4350 | Regular | 21.6 | 1993 |
| Bélgica | 1586 | 0 | 1586 | 18,850 | Rico | 25.0 | 1992 |
| Brasil | 1661 | 1093 | 2754 | 5160 | Regular | 63.4 | 1989 |
| Bulgaria | 901 | 0 | 901 | 5230 | Regular | 30.8 | 1992 |
| Canadá | 1416 | 0 | 1416 | 18,010 | Rico | 31.5 | 1994 |
| Chile | 1422 | 918 | 2340 | 4510 | Regular | 56.5 | 1994 |
| China | 960 | 0 | 960 | 1310 | Pobre | 41.5 | 1995 |
| Croacia | 0 | 1040 | 1040 | 8150 | Regular | 29.0 | 1998 |
| Dinamarca | 864 | 0 | 864 | 18,960 | Rico | 24.7 | 1992 |
| República Dominicana | 0 | 318 | 318 | 3240 | Regular | 50.5 | 1989 |
| Estonia | 951 | 969 | 1920 | 7270 | Regular | 39.5 | 1993 |
| Finlandia | 553 | 890 | 1443 | 17,750 | Rico | 25.6 | 1991 |
| Francia | 776 | 0 | 776 | 17,930 | Rico | 32.7 | 1989 |
| Georgia | 0 | 2181 | 2181 | 3670 | Regular | 37.1 | 1996 |
| Alemania | 1576 | 771 | 2347 | 17,320 | Rico | 28.1 | 1989 |
| Hungría | 950 | 0 | 950 | 9050 | Regular | 27.9 | 1993 |
| India | 0 | 1398 | 1398 | 1370 | Pobre | 40.4 | 1992 |
| Irlanda | 882 | 0 | 882 | 11,710 | Rico | 35.9 | 1996 |
| Italia | 1360 | 0 | 1360 | 17,570 | Rico | 31.2 | 1991 |
| Japón | 804 | 783 | 1587 | 19,360 | Rico | 24.9 | 1993 |
| República de Corea | 0 | 1207 | 1207 | 7990 | Regular | 38.2 | 1993 |
| Latvia | 841 | 1120 | 1961 | 7640 | Regular | 27.0 | 1993 |
| Lituania | 935 | 824 | 1759 | 9340 | Regular | 33.6 | 1993 |
| México | 1303 | 1155 | 2458 | 6020 | Regular | 56.9 | 1992 |
| Holanda | 748 | 0 | 748 | 18,750 | Rico | 31.5 | 1991 |
| Nigeria | 0 | 1555 | 1555 | 650 | Pobre | 51.6 | 1992-1993 |
| Noruega | 967 | 1033 | 2000 | 20,310 | Rico | 25.2 | 1991 |
| Perú | 0 | 983 | 983 | 3040 | Regular | 51.5 | 1994 |
| Portugal | 1090 | 0 | 1090 | 11,430 | Regular | 35.6 | 1994-1995 |
| Rumania | 1080 | 0 | 1080 | 5480 | Regular | 25.5 | 1992 |
| Rusia | 1567 | 1,864 | 3431 | 8270 | Regular | 56.2 | 1993 |
| Eslovenia | 956 | 0 | 956 | 11,440 | Regular | 29.2 | 1993 |
| España | 3214 | 849 | 4063 | 13,840 | Rico | 32.5 | 1990 |
| Suecia | 777 | 856 | 1633 | 17,840 | Rico | 25.0 | 1992 |
| Suiza | 0 | 755 | 755 | 25,730 | Rico | 33.1 | 1992 |
| Turquía | 0 | 1757 | 1757 | 4520 | Regular | 48.1 | 1994 |
| Ucrania | 0 | 2124 | 2124 | 7090 | Regular | 25.7 | 1992 |
| Reino Unido | 1070 | 0 | 1070 | 17,590 | Rico | 36.1 | 1991 |
| Estados Unidos | 1585 | 1296 | 2881 | 23,030 | Rico | 40.1 | 1994 |
| Uruguay | 0 | 908 | 908 | 5650 | Regular | 42.3 | 1989 |
| Venezuela | 0 | 1088 | 1088 | 4590 | Regular | 53.8 | 1990 |
| Total de encuestados | 34,041 | 36,452 | 70,493 | | | | |

* $p < 0.05$ (doble cola). ** $p < 0.01$ (doble cola). ^a ICC. = 0.140. ^b 1990 GNP en miles de dólares internacionales (PPP). ^c Ajustado para ingreso de consumo



mientras que en otros tendía a desviarse negativamente. Debió haber diferencias sistemáticas en los significados en los distintos idiomas o tendencias reportadas, atribuidos a los rubros de respuesta basados en la cultura. Es desafortunado que los coeficientes de Gini para la mayoría de estos países no hubieran estado disponibles antes. Pensamos que en estas circunstancias hubiera sido mejor tratar de obtener los índices de los años lo más cercanos entre sí que se pudiera, pues el objetivo era comparar países. Por estas razones nuestros resultados deberían ser considerados preliminares.

Pasos siguientes

Se necesita más investigación diseñada específicamente para probar las relaciones a través de las naciones, utilizando datos más recientes, y preferiblemente medir los cambios a lo largo del tiempo para determinar causa y efecto. Esto puede ser una indicación de que hay características específicas de los países, relacionadas tanto con la desigualdad de ingreso como con el capital social, que podrían estar asociadas también con los resultados de salud. Los investigadores han considerado algunas características que podrían estar relacionadas. Por ejemplo, Navarro y Shi (2001) presentaron evidencia de que los distintos sistemas políticos podían confundir la relación entre desigualdad de ingreso y salud de la población. Lynch *et al.* (2001, p. 199) han sugerido que “los niveles de salud dentro de un país son producto de complejas interacciones entre historia, cultura, política, economía y el estatus de la mujer y de las minorías étnicas”. Blakely y Woodward (2000) han señalado que la exposición a factores de niveles macro como la desigualdad de ingreso, varía probablemente entre los países como consecuencia de los diferentes ambientes sociales;

mientras Eckersley (2006) propuso que los epidemiólogos deberían poner más atención a los valores culturales o a las normas, pues pueden estar asociados con diferencias de desigualdad estructural. La futura investigación debería considerar abiertamente cómo las diferencias culturales influyen en las relaciones entre desigualdad socioeconómica, capital social y salud. Los resultados de estos estudios pueden guiar una política que tenga un efecto tangible en los logros en salud bajo distintas condiciones sociales.

Agradecimientos

Queremos agradecer a Robert E. Roberts y a sus tres revisores anónimos de *Social Science & Medicine* por sus útiles comentarios y sugerencias. Ben Amick es apoyado por la beca de investigación NIH Grant # D43T007564 fundada por el Fogarty International Center.

- * Esta investigación fue apoyada en parte con la beca Ronald Lorimor 2006-2007 en Ciencias del Comportamiento en el Centro de Ciencias de la Salud de la Universidad de Houston en la Escuela de Salud Pública de Houston como parte de una disertación doctoral.

Las referencias bibliográficas de este artículo se pueden consultar en www.estepais.com

© 2008 Elsevier Ltd., *Social Science and Medicine*, vol. 66, núm. 1, enero de 2008.

Traducción: Alicia García Bergua.

