

Tres ensayos sobre acceso a servicios de salud en Colombia

Presentado por
Sandra M. Rodríguez Acosta

Tesis Doctoral del Programa de Doctorado en Economía Aplicada



**Universitat Autònoma
de Barcelona**
Octubre de 2012

Director
Francesc Trillas Jané, Universitat Autònoma de Barcelona

Departament d'Economia Aplicada
Facultat d'Economia i Empresa
Universitat Autònoma de Barcelona
E-08193 Bellaterra (Cerdanyola del Vallès)

www.ecap.uab.es

Capítulo 2

Análisis multinivel de los determinantes del acceso a salud y el estado de *salud auto-percibida*:

¿Es la desigualdad de ingreso un factor explicativo?

Resumen

Este capítulo se plantea dos propósitos, el primero verificar si las condiciones económicas contextuales ejercen influencia sobre el acceso y la *salud auto-percibida*, independiente del estatus socioeconómico en el que se ubique el individuo. Y segundo, explorar los mecanismos que operarían en el nivel de las regiones y que podrían ayudar a explicar la influencia de las condiciones económicas estructurales sobre el acceso y la percepción de una pobre salud. Para esto se utiliza una metodología de análisis multinivel que permite separar los factores individuales y contextuales que influyen sobre el acceso y la percepción de salud. De los resultados, se muestra que el estatus socioeconómico es un importante determinante del acceso y de la percepción de salud de la población, a través de las regiones. No obstante, permanecen diferencias significativas en el acceso a salud y la salud percibida, aún después de controlar por la riqueza individual, el nivel educativo y la pertenencia étnica. Éstas solo desaparecen cuando se tiene en cuenta la desigualdad de ingreso. Adicionalmente, al estudiar el vínculo entre desigualdad y salud, las hipótesis abordadas, relacionadas con ingreso individual, *estatus de ansiedad*, *capital social* y *neo-materialista*, dejan evidencia que el vínculo entre pobre *salud auto-percibida* y desigualdad de ingreso, y del acceso a salud con la desigualdad de ingreso, se podría dar vía estatus de ansiedad o capital social más que, por ingreso individual o perspectiva *neo-materialista*.

1. Introducción

La ausencia de enfermedad o de una situación limitante del libre desarrollo suelen considerarse una medida de bienestar. Por ello, en la búsqueda de reducir los riesgos financieros y psicológicos a los que se enfrenta la población ante una dolencia, las recientes políticas públicas en salud han abogado por una estrategia de aseguramiento universal que permita el acceso a los servicios médicos y con ello a una mejor salud. No obstante, como lo señala Deaton (1999) las desigualdades en salud parecen ser independientes de la forma como se provean los servicios de salud (a través del mercado o públicamente), y/o de la severidad de la enfermedad (sean tratables o no). Si no se consideran los recursos financieros de los individuos, el remedio no será la provisión de acceso a salud.

La Comisión sobre determinantes sociales de la salud de la Organización Mundial de la Salud, ha completado recientemente una investigación sobre las causas sociales de la desigualdad en salud (OMS, 2011). El reporte concluye que ésta no puede ser explicada únicamente por niveles de pobreza, variaciones en el ingreso, o diferencias de capacidad de los servicios de salud locales, sino que adicionalmente podría ser explicada por la distribución desigual de condiciones sociales, políticas y económicas, que son denominados por la OMS como determinantes sociales de la salud. La Comisión enfatiza que las principales causas intermedias de la morbilidad y la mortalidad en los países de ingreso medio y alto –desnutrición, obesidad, consumo de tabaco, consumo de alcohol, hipertensión, y comportamiento sexual riesgoso– están vinculados a la posición socioeconómica del individuo. Es decir, las causas principales de las inequidades en salud surgen de las condiciones en las que nace, vive, trabaja y envejece la población (OMS, 2011).

Contayannis y Foster (1999), aportando una visión económica a la relación entre ingreso y salud, proponían que los efectos sobre la salud de un cambio en el ingreso (o porcentaje de cambio en el ingreso) puede no ser el mismo para todos los grupos sociales; y planteaban que aquella relación suele estar influenciada por factores externos. La desigualdad en los niveles de logro en materia de salud y educación puede deberse, más allá de la oferta de servicios existentes, a otras restricciones que operan a nivel de los hogares, entre las que se destacan las limitaciones que representan la desigualdad en los ingresos o las distintas situaciones que definen las tareas de la mujer en el hogar (PNUD, 2010). La OMS denomina estos factores como determinantes intermedios de la salud; es el caso de los estilos de vida, las condiciones de trabajo, la vivienda, las redes sociales, la educación, la recreación, etc., que son afectados en mayor o menor grado por el ingreso.

En su visión, una simple función de producción de salud vincularía la salud promedio de la población con cada nivel de ingreso. No obstante, la forma de esta relación depende de cómo esos determinantes intermedios varían con el ingreso, por ejemplo personas con altos ingresos pueden tener mayor o menor probabilidad de adquirir estilos de vida saludables. En este sentido, la teoría microeconómica hace predicciones ambiguas acerca de si los comportamientos preventivos aumentan o disminuyen con el ingreso (Kenkel, 2000). Sin embargo, Contoyannis y Foster (1999) muestran que la salud decrece con el ingreso y bajo esta consideración, la redistribución del ingreso reduciría las desigualdades en salud (relacionadas con el ingreso), y el incremento del ingreso incrementaría a su vez la salud media de la sociedad.

Este trabajo sigue la preocupación de la OMS en cuanto a identificar los determinantes sociales de las desigualdades en salud en Colombia. Y es el primero para Colombia que concretamente busca aportar a la discusión aún no concluyente sobre la relación *desigualdad de ingreso-salud*. Específicamente, se busca verificar a la luz de la hipótesis de *desigualdad de ingreso-salud*, la existencia de determinantes contextuales tanto para el acceso a los servicios de salud, medidos a través de un índice compuesto de acceso; como para la salud individual, medida a partir de la *salud auto-percibida*. Son dos los propósitos, el primero verificar si las condiciones económicas contextuales ejercen influencia sobre el acceso a salud y la *salud auto-percibida*, independientemente del estatus socioeconómico en el que se ubique el individuo. Y el segundo, explorar los mecanismos que operarían en el *nivel región* y el *nivel individual* y que podrían ayudar a explicar la influencia que las condiciones económicas estructurales tienen sobre el acceso y la percepción de una pobre salud

La evidencia empírica desarrollada hasta ahora aborda la relación *desigualdad de ingresos-salud* utilizando como medida de salud variables diferentes al acceso. Esta investigación utiliza la técnica de modelación multinivel para verificar la presencia de factores contextuales en la *salud auto-percibida* y establecer si éstos son los mismos para el acceso. Una ventaja de la técnica multinivel es que permite combinar datos de ingreso de los individuos, al mismo tiempo que la información sobre distribución de ingresos en las áreas geográficas de residencia. Específicamente, este análisis permite separar los efectos del ingreso individual, de los efectos contextuales de la desigualdad de ingreso, al considera que los individuos son unidades de menor nivel (nivel-1), anidados en unidades de un nivel mayor (nivel-2), como las regiones en esta investigación. Y para ello se utilizará como fuente principal de información la Encuesta de Calidad de Vida 2008 para Colombia la cual, cuenta con un diseño probabilístico, estratificado y multi-etápico que facilita su utilización en este tipo de modelación, y es representativa para el total nacional y sus nueve regiones, con una cobertura de aproximadamente 13,600 hogares.

Entre los resultados de la modelación se observa que existen diferencias significativas en el acceso a salud (y en la percepción individual sobre el estado de salud) a través de las regiones de Colombia. Y que esas diferencias permanecen aún después de controlar por características individuales. Las diferencias en el contexto regional, en el que reside la población colombiana, influyen en su *auto-percepción de salud* así como en su acceso a salud. Además, se encuentran evidencias de que los principales vínculos que relacionan el estado de salud y el acceso con la desigualdad, parecen ser el sentimiento de seguridad de los residentes en la región, así como el capital social con que allí se cuenta. Los resultados del modelo multinivel fueron más concluyentes en el caso de la *salud auto-percibida* que en el caso del acceso, lo que podría ser un indicativo de que los mecanismos que vinculan estas dos variables con la desigualdad de ingreso regional podrían ser diferentes.

Este capítulo está dividido en seis partes incluida esta introducción. En la sección dos se presenta la revisión de literatura y el marco conceptual, donde se exploran las perspectivas teóricas y metodológicas convenientes para abordar la relación *desigualdad de ingreso-salud*. En la sección tres se presenta el objetivo y las hipótesis de trabajo. En la cuatro se describe el contexto del estudio y se explica la estrategia de modelación. En la cinco se presentan los resultados del análisis multinivel para los determinantes del acceso a salud y los determinantes de la *salud auto-percibida*. Y finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones.

2. Revisión de literatura y marco conceptual

La evidencia sobre desigualdades relacionadas con el ingreso en la salud es ampliamente conocida (Kakwani *et al.* 1997; van Doorslaer *et al.*, 1997; Humphiers & van Doorslaer, 2000) y sugieren que la salud individual es función del ingreso individual. Desde la sociología y la epidemiología hay un creciente soporte para la hipótesis que establece que en países desarrollados la desigualdad de ingreso tiene un mayor impacto sobre la salud individual que el ingreso absoluto (Wilkinson, 1996).

2.1 El debate teórico sobre la asociación *salud-ingreso*

Muchos estudios han mostrado una asociación positiva entre ingreso y sobrevivencia (Viscusi, 1994; Lutter & Morrall, 1994). Lo cual es consistente con la visión de que un incremento en el ingreso incrementa la inversión en bienes que mejoran la salud, y que la salud es un bien normal (Grossman, 1972). Esto último es referido en la literatura como la *hipótesis de ingreso absoluto* –HIA– donde el ingreso absoluto y las condiciones materiales impactan la salud. Paralelo a esto, Wilkinson (1997, 1998) desarrolla una explicación alternativa para la desigualdad en salud basada en el efecto que la desigualdad de ingreso ejerce sobre el estado de salud individual, conocida como la *hipótesis de ingreso relativo* –HIR–. Un bajo ingreso relativo podría por ejemplo, estar asociado con incrementos en el estrés *psicosocial* generador de enfermedades (Cohen *et al.*, 1991; Cohen *et al.*, 1997).²⁰

Aunque la evidencia proporcionada por los estudios longitudinales parecen soportar la HIA (Gerdtham & Johannesson, 2004) ambas explicaciones no son mutuamente excluyentes. Éstas sugieren que reducir las desigualdades en salud, puede ser importante para diseñar intervenciones que aborden tanto lo *psicosocial* junto con los determinantes puramente materiales de la salud.

Conjuntamente con la HIR se ha desarrollado una tercera hipótesis que sugiere que la desigualdad de ingresos en sí misma puede ser un riesgo para la salud (Wilkinson, 1996). Esta hipótesis de *desigualdad de ingresos-salud* –HDI– ha sido soportada por datos en comparaciones internacionales que muestran una fuerte correlación entre desigualdad de ingreso y la mortalidad después de controlar por ingreso medio (Rodgers, 1979; Flegg, 1982; Waldmann, 1992; Wilkinson, 1996).

No obstante, como lo señala Smith (1999), es muy difícil hacer distinciones empíricas entre el efecto del ingreso y el efecto de la desigualdad de ingresos usando datos agregados. Mullahy *et al.* (2001), señalan que la evidencia de la relación entre ingreso individual y salud es alta y relativamente consistente; mientras que la evidencia para la relación entre medidas agregadas de desigualdad y salud sigue siendo débil y controversial. Por lo que, para diferenciar entre las distintas hipótesis, deberían usarse datos en un nivel individual.

A la misma conclusión llegan Wagstaff y van Doorslaer (2000), quienes tomando como criterio de tipificación la unidad geográfica de análisis, realizan una clasificación de la literatura que busca probar la relación *distribución de ingreso-salud*, dependiendo de si corresponden a grandes o pequeñas áreas (Wilkinson & Pickett, 2006). Éstos especifican tres fases en la exploración: en lo

²⁰ Bajo cumplimiento de la hipótesis de ingreso relativo, un incremento de la privación reduce la salud del individuo privado en algún nivel de ingreso.

que ellos consideran la primera fase de la investigación de esta relación, concluye que los estudios a nivel agregado son ampliamente insuficientes para discriminar entre hipótesis que vinculan la desigualdad de ingreso y la salud (Wilkinson, 1992; Anand & Ravallion, 1993; Carrin & Polti, 1995; Bidani & Ravallion, 1997). La segunda fase en la investigación de la relación *desigualdad de ingresos-salud*, son los estudios en comunidades. Virtualmente, todos los estudios concluyen que la desigualdad de ingresos regionales, medida de diferentes formas, influye sobre la tasa de mortalidad luego de controlar por nivel de ingresos (Kaplan *et al.*, 1996; Kawachi *et al.*, 1997; Kennedy *et al.*, 1996).

Y la tercera fase, la más interesante, según Wagstaff y van Doorslaer (2000) y Gravelle *et al.* (2000), son los estudios a nivel individual, o estudios que relacionan por ejemplo la salud de un individuo con atributos propios de la población, como la desigualdad de ingreso en la comunidad del individuo. La revisión de Wilkinson y Pickett (2006), identifica 168 análisis en 155 trabajos de distintas disciplinas que reportan alguna asociación entre distribución de ingreso y salud de la población en países desarrollados. Y muestra que el 70% de los trabajos sugiere que el estado de salud es peor en sociedades donde las diferencias de ingreso son mayores.²¹ Y dado que el centro de las investigaciones han sido los países desarrollados son casi nulos los análisis sobre este fenómeno en América Latina y particularmente para Colombia.

Una de las principales diferencias entre estos estudios es la medida de salud: *salud auto-percibida* o la tasas de mortalidad. Los estudios sobre estatus de salud *auto-percibida* han tendido a encontrar un efecto adverso de la desigualdad de ingresos sobre el estatus de salud (Soobader & LeClere, 1999; Kennedy *et al.*, 1998; Kahn *et al.*, 2000). Dos excepciones son Shibuya *et al.* (2002), y Sturm y Roan (2002), que no encuentran efectos significativos después de controlar por características individuales. Por su parte los resultados para mortalidad son mixtos (Fiscella & Franks, 1997, 2000; Daly *et al.*, 1998; y Osler *et al.*, 2002).

Los estudios en salud pública y sociología han generado gran interés entre los economistas (Deaton, 1999, 2001; Deaton & Paxton, 1999; Daly *et al.* 1998). Y para la presente investigación, las contribuciones de Layte (2011), Subramanian *et al.* (2002) y Kawachi *et al.* (1999) son particularmente interesantes dado que usan una metodología similar. Considerando, como señala Stern (2009) que importantes intuiciones pueden surgir al mirar a través de amplias disciplinas, así como de vincular unas con otras.

2.2 Aproximaciones sobre los factores que median la relación desigualdad-salud

Se considera razonable considerar que el ingreso propio es un determinante importante de la salud que está directamente vinculado con la salud individual. No obstante, hay otros mecanismos indirectos que pueden o no ser determinantes importantes de la salud (Deaton, 2003). Este vínculo indirecto puede ser debido a desigualdad de ingreso, privación relativa, capital social u otras sendas que suelen ser de difícil conceptualización y medición. Mientras el ingreso puede actuar como algo que permite la inclusión en la sociedad, la ausencia de ingreso puede conducir a exclusión. La evidencia de mala salud que es generada por jerarquías sociales es común en epidemiología y biología (Marmot *et al.*, 1978; Sapolski, 1993). Un individuo con mayor ingreso puede presentar estilos de vida saludables o comprar bienes y servicios que alivien o prevengan el

²¹ Las principales diferencias entre los trabajos que apoyan la hipótesis está en si la desigualdad fue medida en grandes o pequeñas áreas. Wilkinson y Pickett sugieren que los estudios de desigualdad de ingreso están más a favor de la hipótesis en la grandes áreas porque es en este contexto en el que la desigualdad de ingreso sirve como medida de la escala de estratificación social.

inicio de mala salud. Y puede suceder que menor ingreso conduzca a menor salud debido a responsabilidades financieras o estrés.

En economía, no ha sido excepcional que los modelos de maximización de la utilidad individual incorporen el ingreso relativo y el estatus socioeconómico. No obstante, desde el trabajo de Duesenberry (1949) ya se planteaba la hipótesis de individuos que por autoestima copian los perfiles de consumo de aquellos que se encuentran en las más altas escalas socioeconómicas. Los economistas tradicionalmente hablan de la maximización de una función utilidad individual, siendo ésta última una función de variables relacionadas con el consumo presente, el consumo futuro, y el ocio entre otras. No obstante, bajo esta idea no se considera la introducción de variables relacionadas con la posición relativa. Vale la pena considerar en este punto el llamado de atención de Stern (2009) en cuanto ir más allá de los simples modelos de maximización y funciones de bienestar social y considerar teorías de justicia, empoderamiento, derechos y responsabilidades.

La cuestión de si o no la desigualdad del ingreso está relacionada con la salud y con la desigualdad en salud viene recibiendo una importante atención en disciplinas como la economía (Gravelle, 1998; Contoyannis y Forster, 1999; Contoyannis *et al.*, 2004, Daly *et al.*, 1998; Wildman, 2001, 2003); la sociología (Wilkinson, 1996; Wilkinson & Pickett, 2009; Subramanian *et al.*, 2002); y la epidemiología (Davey-Smith, 1996; Kawachi *et al.*, 1999). Lo mismo ha sucedido con el debate a cerca de la naturaleza del vínculo entre ingreso, desigualdad de ingreso, salud y desigualdad en salud. El más reciente y debatido trabajo en esta última cuestión viene con Wilkinson y Pickett (2009). Su hipótesis es que una vez los países han alcanzado un cierto nivel de riqueza, lo que afecta a los ciudadanos no es el crecimiento del PIB sino, el nivel de desigualdad.²²

Si la preocupación de los individuos por su posición relativa causa estrés, o incremento en las horas de trabajo, o infelicidad general, entonces estas consideraciones deberían ser tenidas en cuenta. Lo cual no es independiente de la utilidad, pues como muestran Frank (1985b) y Clark y Oswald (1996) individuos que se auto-definen como felices (con más utilidad) presentan menor probabilidad de asistir al psicólogo; son menos propensos al suicidio; sufren menos enfermedades psicosociales y menor probabilidad de morir prematuramente. Por tanto, si la desigualdad de ingreso está afectando la salud individual, se puede demostrar que cualquier intento por reducir la desigualdad en salud debe enfocarse sobre reducción de la desigualdad de ingreso mediante aumento del ingreso de aquellos en los grupos pobres de la sociedad (Wildman, 2003; Wildman, 2001).

Algunos trabajos empíricos han empezado a investigar aspectos de utilidad interdependiente. Clark y Oswald (1996) incluyen niveles de ingreso medio en modelos de felicidad para controlar por comparaciones. Clark (2003)²³ ha investigado recientemente la relación entre bienestar y desigualdad de ingreso y encuentra, contrario a la expectativa, que la desigualdad de ingreso

²² Aún cuando han sido variadas las aproximaciones que intentan representar esta relación y sus determinantes, principalmente en países desarrollados los resultados siguen sujetos a controversia (Wagstaff & van Doorslaer, 2000b; Mullahy, *et al.*, 2001; Wilkinson & Pickett, 2006; Wilkinson & Pickett, 2009). Lo interesante de este debate que trata de apoyar y controvertir las relaciones propuestas, es que ha llevado el tema de la desigualdad de ingreso y sus efectos sobre la salud a las agendas políticas no solo de los países desarrollados sino también en América Latina.

²³ El objetivo de esta investigación es investigar si la distribución de ingreso en un grupo de referencia es importante para el bienestar de los británicos. Los resultados muestran que el bienestar de los individuos cae con el ingreso promedio del grupo de referencia, pero que al tiempo ese bienestar esta significativa y positivamente correlacionado con la desigualdad de ingreso del grupo de referencia. Éste último hallazgo estaría en contra del supuesto de malestar público frente a la desigualdad.

incrementa el bienestar. Por su parte, Blanchflower y Oswald (2004) usando datos para Estados Unidos encuentra que la desigualdad reduce la felicidad.

La investigación de los vínculos causales que van de la desigualdad a la salud parten de aceptar la asociación entre desigualdad de ingresos y salud (aún después de controlar por niveles de ingreso medio o pobreza). El debate surge principalmente alrededor de las explicaciones potenciales para esta relación, en lo cual es cada vez mayor el aporte desde la economía para identificar estos factores subyacentes (Cutler & Lleras-Muney, 2007; Case *et al.*, 2005; Contoyannis *et al.*, 2004; Case & Deaton, 2003). Una reciente literatura en economía ha documentado que la desigualdad parece favorecer a los más acaudalados en todos los países europeos (Hernandez, *et al.*, 2008; Hernandez *et al.*, 2006). Y aunque la salud depende del estatus socioeconómico del individuo, la naturaleza de la relación se ha mostrado compleja y controversial. Widman (2001) modela la salud individual como una función del ingreso individual y la desigualdad de ingreso, y muestra que la desigualdad de ingreso puede tener potencialmente gran alcance sobre la salud individual y social.²⁴

- **Factores que influyen en el gradiente socioeconómico**

A la influencia del estatus socioeconómico sobre la salud (y otras variables socioeconómicas) suele denominársele gradiente socioeconómico. Éste suele mostrar, por ejemplo, que a medida que desciende el nivel socioeconómico, el estado de salud empeora. En economía la influencia del estatus socioeconómico sobre la salud es debatida especialmente a partir de las relaciones salud-educación (Grossman, 2000; Smith, 2004). y salud-ingreso (o riqueza) (Deaton, 2003; Smith, 2004). El estatus socioeconómico puede influir en la salud a través de la influencia directa de la privación material en la función de producción de salud y sobre el acceso a la atención de la salud así como, el consumo y el cumplimiento con los tratamientos médicos. El gradiente socioeconómico puede ser influenciado por el ingreso (permanente o extraordinario); por cambios en la productividad relacionada con el capital humano (logro educativo, habilidades, conocimientos relacionados con salud); y por los efectos ambientales personales y/o sociales (efecto de los vecinos más cercanos). Normalmente los estudios económicos se enfocan en las medidas de ingreso pero fallan en tener en cuenta el ranking de la posición socioeconómica o en controlar por los efectos del conocimiento y los ambientales (Costa-Font & Hernandez-Quevedo, 2012).

Adicional a estas potenciales variables, que median en la relación *desigualdad-salud*, los trabajos en economía de la salud han explorado también la influencia que ejercen la participación en el mercado de trabajo, el ambiente de trabajo, el crecimiento económico y la racionalidad individual, como determinantes intermedios por los que el ingreso puede afectar la salud (Mackenbach, 2006; Cutler & Lleras-Muney, 2007; Case, 2001; Case & Deaton, 2003). No obstante, los resultados siguen siendo mixtos aún entre países considerados en el mismo nivel de desarrollo.

Una forma de agrupar estos factores que influyen en el gradiente socioeconómico son presentadas por Lynch *et al.* (2000) y se agrupan en tres hipótesis explicativas: la interpretación del *ingreso-individual*, la interpretación del *ambiente psicosocial*, y la interpretación *neo-*

²⁴ Wildman (2001), siguiendo la estructura diagramática de cuatro cuadrantes desarrollada por Culyer y Wagstaff (1993) desarrolla y justifica también un modelo de cuatro cuadrantes como la forma más conveniente para modelar la solución a un sistema de ecuaciones simultáneas no-lineales. Y muestra que, bajo la hipótesis de ingreso relativo, se incrementa el beneficio para la sociedad, medido en términos de salud, cuando se realizan redistribuciones de ingreso que conduzcan a la sociedad a situaciones más igualitarias.

materialista. La primera, se ha contrastado empíricamente cuando al controlar por ingreso individual, la asociación significativa entre desigualdad de ingreso y salud, algunas veces permanece (aún después de controlar por otras variables de estatus socioeconómico).²⁵ Según Bowles y Gintis (2002), la riqueza, raza y escolaridad son importantes para la herencia del estatus económico. Las aplicaciones económicas en esta perspectiva muestran que el ingreso de los padres y la riqueza tienen una fuerte asociación con la salud de los adultos, tanto para las familias en países en desarrollo (van de Poel & Hosseinpoor, 2008) como en países desarrollados (Case *et al.*, 2005). Jones y Wildman (2008), encontraron por su parte, un efecto significativo del ingreso corriente sobre la salud después de controlar por educación.

La interpretación *psicosocial* considera que la desigualdad *per se* produce un ambiente social que termina por perjudicar la salud. Wilkinson (1996), argumenta que las personas al juzgar su nivel de vida comparándose con otros a su alrededor son más conscientes, de su bajo estatus social. Esto crea estrés, que a su vez está asociado con mayor incidencia de enfermedad cardiovascular, depresión, ansiedad, etc. Los efectos psicosociales de la privación relativa implican el control de la vida, la ansiedad, el aislamiento social, los ambientes socialmente riesgosos y la depresión. La evidencia muestra que estos factores influyen en la salud y que su prevalencia está afectada por la estructura socioeconómica y por la posición de la persona al interior de esta.²⁶ En este trabajo se hace referencia a esta interpretación como la *hipótesis de estatus de ansiedad*.²⁷

La privación es definida como la “utilidad no percibida”, porque no se posee la variable económica de interés (en este caso el ingreso) y se considera relativa porque las personas se sienten privadas cuando se comparan a sí mismos con personas que tienen altos ingresos (Chakravarty, 1990; Runciman, 1966; Yitzhaki, 1979; Hey & Lambert, 1980).²⁸ La privación suele ser medida como la brecha de ingreso entre un individuo y todos los individuos con más ingreso, normalizado por el número de personas en la población. Y cuando esta medida es resumida a través de todos los individuos y dividida por el ingreso medio se genera el coeficiente de desigualdad de ingreso de Gini (Hey & Lambert, 1980; Wildman, 2001).

En la misma línea de esta interpretación Kawachi *et al.* (1997), sugieren que la alta desigualdad de ingresos al interior de estados en los Estados Unidos, está asociada con baja cohesión social y desinversión en capital social, lo cual afecta la mortalidad.²⁹ Algunas

²⁵ Esta relación se ha confirmado en los trabajos de Waitzman y Smith (1998b), Daly *et al.* (1998), Soobader y LeClere (1999), Kennedy *et al.*, (1998), Fiscella y Franks (2000). Y se ha rechazado en algunos otros como Fiscella y Franks (1997), Mellor y Milyo (1999) y LeClere y Soobader (2000).

²⁶ Kawachi *et al.* (1997) han mostrado que mayor igualdad está asociado con mayor bienestar y pertenencia a grupos; mientras la mayor desigualdad está vinculada con hostilidad.

²⁷ La evidencia para la *hipótesis de estatus de ansiedad* proviene principalmente de la epidemiología y la sociología, y sugiere que personas con más contacto social y más implicadas en actividades locales muestran tener mejor salud, incluso después de controlar por algunos otros factores. La evidencia epidemiológica ha demostrado, que varias formas de estrés *psicosocial* pueden tener poderosa influencia sobre las tasas de mortalidad y de enfermedad.

²⁸ Hey y Lambert (1980) sugieren que el nivel de privación sentida por el individuo i con ingreso y , con respecto al ingreso z , es $D(i; y) = \begin{cases} z - y & \text{si } y < z \\ 0 & \text{si } y \geq z \end{cases}$ el individuo se siente más privado cuando el número de individuos en la sociedad con ingreso z aumenta. En el caso de dos individuos o dos grupos idénticos, esta expresión se reduce a $D(i; y) = \begin{cases} 1/2 (y_n - y_a) & \text{si } y_n > y_a \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$, donde y_n es el ingreso del individuo no-privado y y_a es el ingreso del individuo privado.

²⁹ Una característica de las sociedades igualitarias es que parecen mostrar un alto grado de cohesión social, tiene fuerte vida de comunidad; el espacio público es considerado un espacio social, y es más probable que las personas se involucren en actividades sociales y voluntarias por fuera del hogar. Estas sociedades poseen mayor “capital social”, presentan pocos signos de agresividad y parecen ser más cuidadosas (Kawachi *et al.*, 1997).

interpretaciones económicas vinculan el capital social con la propiedad; y proponen que la propiedad crea incentivos para invertir en formas particulares de capital social que son complementarias al capital residencial como las organizaciones vecinales de vigilancia, las asociaciones cívicas o la adecuación de espacios para la integración social (Glaeser *et al.*, 2000). Sin embargo, algunas evidencias han mostrado que la capacidad de las comunidades para resolver problemas puede ser impedida por división jerárquica y desigualdad económica entre sus miembros. Bardhan y Mookherjee (1999) y Dayton y Bardhan (2002) han encontrado que es más probable que granjeros integrantes de agrupaciones de irrigación cooperen en hacer uso eficiente del agua si el estatus y las desigualdades de clase entre ellos es limitado, esto para los casos de Tami/Nadu en la India y en Guadalajara, Méjico.

Por último, la interpretación *neo-materialista* considera que el mayor énfasis debe darse sobre los factores externos, o precursores de una vía *psicosocial*. Según esta visión, son los procesos estructurales, políticos y económicos los que generan la desigualdad, y estos procesos existen antes de que el individuo experimente o perciba sus efectos (Kaplan *et al.*, 1996; Lynch *et al.*, 1998; y Davey-Smith, 1996). A medida que las inversiones públicas (atención de la salud, seguridad pública, educación, calidad ambiental) estén concentradas en áreas de altos ingresos, o en áreas menos desiguales, entonces el estándar de vida en tales áreas generará más acceso a esos bienes y servicios. Bajo esta concepción, mayores desigualdades de ingreso en una sociedad conducirán a diferencias en los recursos a través de las comunidades lo cual estará asociado con mayores diferencias en salud.

3 Objetivo e hipótesis de trabajo

El objetivo de esta investigación es verificar a la luz de la hipótesis de *desigualdad de ingreso-salud*, la existencia de determinantes contextuales tanto para el acceso a salud, medido a través de un índice compuesto de acceso, como para salud individual, medida a partir de la *salud auto-percibida* en Colombia. Como lo señala el informe del PNUD (2010) además de las visibles brechas que existen entre países en términos de desarrollo humano, la desigualdad también se observa dentro de ellos. Estimaciones desagregadas han revelado las condiciones de desventaja en que se encuentran ciertos grupos de población cuyos niveles de ingreso y de acceso a salud y educación difieren en forma notoria de un área geográfica a otra en el mismo país (PNUD, 2010).

De manera específica se busca primero, verificar si las condiciones económicas contextuales ejercen influencia sobre el acceso a salud y la *salud auto-percibida*, independientemente del estatus socioeconómico en el que se ubique el individuo.

Hipótesis 1: Luego de controlar por características individuales, como el estatus socioeconómico, persisten diferencias significativas en el acceso a salud y en la salud auto-percibida a ser explicados por características de contexto.

Y segundo, explorar los mecanismos que operarían en el *nivel región* y el *nivel individual* y que podrían ayudar a explicar la influencia que las condiciones económicas estructurales tienen sobre el acceso y la percepción de una pobre salud.

Hipótesis 2: De acuerdo a la hipótesis de “capital-social”, las variables que explican el capital social tendrán en cuenta la varianza explicada por la desigualdad de ingreso sobre el acceso a salud y la salud auto-percibida.

Hipótesis 3: De acuerdo a la hipótesis de “estatus de ansiedad”, las variables que explican el capital social tendrán en cuenta la varianza explicada por la desigualdad de ingreso sobre el acceso a salud y la salud auto-percibida.

Hipótesis 4: De acuerdo a la hipótesis “neomaterialista”, las variables que explican el capital social tendrán en cuenta la varianza explicada por la desigualdad de ingreso sobre el acceso a salud y la salud auto-percibida.

4 Contexto, metodología y datos

4.1 Contexto del estudio

Los países de América Latina y el Caribe se encuentran entre los países más desiguales del mundo en ingreso per-cápita de los hogares: 10 de los 15 países más desiguales del mundo pertenecen a esta región. El coeficiente de GINI del ingreso es 65% más alto que en los países de ingresos altos, 36% más elevado que en los países del Éste Asiático y 18% superior al de África Subsahariana (PNUD, 2010)

El contexto de este estudio es el sistema de salud colombiano. Colombia, según el informe “Panorama Social de América Latina 2008”, de la CEPAL (2009) aparece como el país con la peor distribución del ingreso en la región –según el indicador de diferencia entre los ingresos del 10% más rico de la población y el 40% más pobre–; y en uno de los primeros lugares si se toma en cuenta la relación clásica entre los quintiles I y V de ingresos. Si bien se ha reconocido una mejora en los niveles de equidad en Latinoamérica, en Colombia la situación ha sido la contraria a la tendencia regional. Según cifras del Índice de Desarrollo Humano (IDH), del Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo, Colombia en el año 2009 pasó a ser el país más inequitativo de Sudamérica, superando a Brasil y Bolivia (PNUD, 1999-2009). Lo cual, ha llevado a que en los años recientes el interés en la desigualdad y su influencia sobre el bienestar de la población se convierta en tema prioritario de investigación en la agenda académica y la política colombiana.

El tema de la salud no ha estado exento a esta preocupación, toda vez que la reforma al sistema de salud colombiano realizada en el año 1993 buscaba eliminar las barreras al acceso de servicios de salud de la población mediante la promoción de objetivos de eficiencia, solidaridad y equidad. Los resultados de esa reforma han llevado a un progreso en las coberturas de seguridad social y según algunos autores, el avance hacia la cobertura universal en el aseguramiento en salud ha estado acompañado de mayor equidad en el acceso potencial a los servicios de salud (Giedion & Acosta, 1998). Esto último, debido principalmente a que previo a la reforma la población pobre o clasificada con necesidades básicas insatisfechas –NBI– no se encontraba afiliada o no hacía parte del sistema de salud.

Recientes estudios en Colombia han tratado de hacer inferencia sobre el impacto que dicha reforma ha tenido sobre la equidad en salud y el uso de servicios (Castaño *et al.*, 2000; Florez & Nupia, 2001; Céspedes *et al.*, 2001; CIE Universidad de Antioquia, 2001). En general, los resultados sugieren que no obstante el importante avance en el aseguramiento en salud, la cobertura sigue siendo baja y existen desigualdades que ponen en situación de desventaja a la población pobre y la de las áreas rurales. Florez y Nupia (2001), investigando el estatus de salud por medio de indicadores de mortalidad infantil y malnutrición crónica en niños, encuentran que el nivel educativo de la madre y el uso de servicios de salud para el niño son factores que contribuyen a las desigualdades encontradas en 1995; y señalan también importantes efectos derivados de la desigualdad socioeconómica de la región de residencia.

El estudio del CIE Universidad de Antioquia (2001), encuentra que la afiliación potencial y la utilización de servicios de salud se encuentran afectadas por factores relacionados con el estado de aislamiento y pobreza del lugar donde viven las personas. Flórez y Tono (2002), directamente abordan la temática de la equidad en su estudio, utilizando información de la Encuesta de Demografía y Salud. Las autoras, realizan una medición de las inequidades en salud y describen la

tendencia, entre 1990 y el año 2000, en relación al estatus de salud, el acceso y uso a servicios de salud; y analizan los determinantes de la inequidad en la mortalidad infantil. Entre sus hallazgos se destaca, que los índices de concentración confirman la existencia de inequidad en todos los indicadores, favoreciendo a los grupos de alto nivel socioeconómico en cada año, tanto para las áreas urbanas como las rurales. Y reconocen que el progreso logrado en la última década es muy modesto (solamente observable en mortalidad infantil), y que ha estado acompañado por un incremento en la inequidad, especialmente en las ciudades.

Los principales estudios identificados que abordan de manera más que descriptiva el fenómeno de la salud y la desigualdad en Colombia son el de Bernal y Cárdenas (2005) y Ruíz (2011). El primero, utilizando información de la Encuesta de Calidad de Vida de 2003 y del Programa Estatal Familias en Acción, explora la influencia de la raza/etnia sobre los resultados en salud y el acceso a salud. Entre sus resultados se encuentra que la mayoría de las disparidades raciales y étnicas en la salud y el acceso a salud desaparecen una vez se controla por características socioeconómicas de los individuos, estatus de empleo y características del trabajo y localización geográfica entre otras.

El segundo, Ruíz (2011), sigue la perspectiva de evaluación de los resultados de la reforma del sistema de salud y utiliza datos de las Encuestas de Calidad de Vida para 2003 y 2008, buscando revelar los cambios en las condiciones de equidad de acuerdo al estatus socioeconómico de diferentes grupos. Utiliza modelos de regresión lineal y modelos tipo *probit* y construye diferentes índices de concentración. Sus resultados muestran inequidad en la cobertura del seguro de salud, la auto-percepción de una pobre salud y el acceso a los servicios médicos. También ilustran una distribución desigual en las condiciones de enfermedades crónicas entre diferentes grupos de población. Aunque los resultados muestran una situación de mejoría en 2008 respecto del año 2003.

No obstante los avances en la literatura sobre desigualdad en salud, no se identifican trabajos que aborden el problema bajo la perspectiva de la hipótesis *desigualdad de ingresos-salud*, ni que traten de distinguir de manera directa entre los factores –contextuales y/o individuales– que puedan estar subyacentes a esta relación. Por lo cual, este trabajo pretende aportar en esa línea.

4.2 Modelo empírico: Aproximación multinivel

La distinción entre los efectos de privación absoluta (pobreza) de los efectos de privación relativa (desigualdad de ingreso) es difícil. Esto porque la correlación entre desigualdad de ingreso y mortalidad de la población podría solo estar reflejando los efectos de la pobreza sobre los excesos de mortalidad, y el hecho de que la alta concentración de individuos pobres se encuentra en áreas (regiones, estados, etc.) con alta desigualdad (Hahn *et al.*, 1996).³⁰

Para abordar correctamente esta cuestión el presente trabajo sigue una metodología multinivel, en el que los datos sobre el ingreso de los individuos están disponibles al mismo tiempo que los datos contextuales sobre distribución de ingreso al interior de sus áreas geográficas de

³⁰ La primera literatura multinivel que busca identificar los mecanismos subyacentes a la relación *desigualdad de ingreso-salud* aparece con Kawachi *et al.*, 1999; Subramanian *et al.*, 2002; Wen *et al.*, 2003; Lindström *et al.*, 2004; Veenstra, 2005; y más recientemente con Layte, 2011

residencia. Este análisis permite distinguir los efectos del ingreso individual, de los efectos contextuales de desigualdad de ingreso.³¹

Las estructuras de datos multinivel consisten en mediciones de datos en niveles jerárquicos. Es el caso de los datos reunidos a partir de encuesta, donde se tienen individuos indexados como i ; y donde los elementos de la muestra a su vez, pueden residir en distintas unidades geográficas (regiones por ejemplo), indexadas como j . Los datos estructurados de esta manera son implícitamente jerárquicos al considerar que se tienen anidamientos de unidades “de menor nivel” (i) al interior de unidades de “mayor nivel” (j), comúnmente denominadas unidades de “nivel-1” y “nivel-2” respectivamente.

Las variables medidas en el nivel-1, siguiendo la notación de Goldstein (1999) y Leeuw y Meijer (2008), serán denotadas por x_{ij} y las variables medidas en el nivel-2 serán denotadas por z_j . Dado que el interés es modelar el efecto sobre una variable resultado y_{ij} de las variables de nivel-1 y nivel-2, el modelo multinivel base en este caso es de la forma,

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

De forma que $E[y_{ij}] = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{ij}$, bajo el supuesto de que $E[\varepsilon_{ij}] = 0$. A diferencia de un modelo tradicional de regresión bivariada, en esta modelación se incluye el subíndice j .³² Éste indica que los efectos de nivel-1 no se consideran fijos sino, que se permite que varíen a través de las unidades de nivel-2 (lo cual es improbable en un análisis de regresión tradicional).

Para incluir las variables del nivel contextual se necesita una ecuación adicional para las unidades de nivel-2 (parte contextual) suponiendo que β_{0j} varía aleatoriamente a través de las unidades, como una función de algún factor de nivel-2, así:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + \delta_{0j} \quad (a)$$

donde γ_{00} , muestra el efecto medio a través de la muestra; y δ_{0j} , representa los residuales del grupo j (es decir de las unidades de nivel-2). Con lo que el modelo multinivel se obtendrá substituyendo (a) en (1) así:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \beta_{1j}x_{ij} + \gamma_{01}z_j + \delta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

El modelo (2) se denomina modelo multinivel de intercepto aleatorio con covariables en el nivel-1 y nivel-2. Ahora manteniendo los factores de nivel-1 y nivel-2 (ecuación (a)) y suponiendo que β_{1j} es el coeficiente para la variable x_{ij} de nivel-1, tal que

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \delta_{1j} \quad (b)$$

³¹ Los modelos de regresión multinivel se han conocido en la literatura de investigación bajo una variedad de nombres, tales como modelo de coeficiente aleatorio (De Leeuw & Kreeft, 1986; Longford, 1993), modelo de componente de varianza (Longford, 1988); modelo lineal jerárquico (Raudenbush & Bryk, 1986). Y si bien estos modelos no son exactamente lo mismo suelen tratarse de manera general como modelos de regresión multinivel, donde una de las principales características diferenciadoras tienen que ver con los detalles computacionales.

³² La diferencia de este modelo y un modelo de efectos fijos como $y_i = \beta_{j(i)} + \beta_1x_i + \varepsilon_i$ es la forma como se trata $\beta_{j(i)}$, bajo la aproximación de efectos fijos las unidades de efecto son constantes desconocidas que son estimadas de los datos, bajo esta perspectiva multinivel es útil considerar a $\beta_{j(i)}$ como un coeficiente aleatorio.

Reemplazando (a) y (b) en (1) se obtiene el denominado modelo de pendiente aleatoria:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + \gamma_{10}x_{ij} + \delta_{1j} x_{ij} + \delta_{0j} + \varepsilon_{ij}. \quad (3)$$

En este modelo γ_{00} corresponde a la estimación del intercepto; γ_{10} , corresponde al coeficiente de la pendiente para la relación entre x_i e y_i ; γ_{01} , es el coeficiente de pendiente para la relación entre z_j e y_i ; δ_{1j} , corresponde al término de perturbación para el coeficiente de pendiente aleatoria γ_{10} ; δ_{0j} , es la perturbación para el término de intercepto aleatorio; y ε_{ij} , corresponde al término de perturbación de nivel-1.

Como se observa de la ecuación (b), este modelo es más general que un modelo de la forma estándar, $y_i = \beta_0 + \beta_1x_i + \beta_2z_j + \varepsilon_i$, pues bajo el modelo multinivel, se supone que los parámetros de regresión varían a través de unidades de nivel-2, y los términos de varianza dan información sobre el grado de la varianza entre unidades; con regresión estándar estos términos son subestimados y se suponen exactamente cero.

La expresión (3) del modelo supone además que el predictor a nivel de grupo, z_j , tiene un efecto directo sobre la variable respuesta; sin embargo, en ocasiones se necesita suponer que la relación bivariada entre alguna variable y la variable dependiente está condicionada a una variable adicional, lo que podría incluirse especificando las pendientes de forma que sean función de un factor a nivel-grupo, z_j , de la forma:

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}z_j + \delta_{1j} \quad (c)$$

la ecuación (c) muestra el cambio en β_{1j} como una función de la variable z_j . Es decir, la pendiente de regresión condicionada sobre los factores de nivel-2. El modelo multinivel, incluyendo (c) estará dado por:

$$\begin{aligned} y_{ij} &= (\gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + \delta_{0j}) + (\gamma_{10} + \gamma_{11}z_j + \delta_{1j})x_{ij} + \varepsilon_{ij}. \\ &= \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + \gamma_{10}x_{ij} + \gamma_{11}z_jx_{ij} + \delta_{0j} + \delta_{1j} x_{ij} + \varepsilon_{ij}. \end{aligned} \quad (4)$$

Los primeros cuatro términos del lado derecho de la ecuación (4) indican los efectos fijos en el modelo. El primero, indica el intercepto o constante; el segundo, los efectos de los predictores de nivel-2; el tercero, los efectos de los predictores de nivel-1; el cuarto, los efectos interactivos entre predictores de nivel-1 y predictores de nivel-2 (o interacciones de nivel cruzado). Y los últimos tres términos se denominan efectos aleatorios, que de manera conjunta representan la perturbación del modelo multinivel. En suma, γ_{00} corresponde a la estimación del intercepto; γ_{10} , corresponde al coeficiente de la pendiente para la relación entre x_i e y_i cuando $z_j=0$; γ_{01} , es el coeficiente de pendiente para la relación entre z_j e y_i cuando $x_i=0$; γ_{11} , corresponde al coeficiente de la interacción entre x_i y z_j ; δ_{1j} es el término de perturbación para el coeficiente de pendiente aleatoria γ_{10} ; δ_{0j} , corresponde a la perturbación para el término de intercepto aleatorio; y ε_{ij} , es el término de perturbación de nivel-1. Respecto a la interacción entre x_i y z_j , dado que las dos variables son medidas en niveles diferentes, este tipo de términos se denomina interacción a “nivel cruzado”. Por lo que el término de perturbación del modelo multinivel es:

$$u_{ij} = \delta_{0j} + \delta_{1j}x_{ij} + \varepsilon_{ij};$$

de lo que se supone $E[\delta_{0j}] = E[\delta_{1j}] = E[\varepsilon_{ij}] = 0$; $V[\delta_{0j}] = \tau_{00}$; $V[\delta_{1j}] = \tau_{11}$; $V[\varepsilon_{ij}] = \sigma^2$; $Cov[\delta_{0j}, \varepsilon_{ij}] = Cov[\delta_{1j}, \varepsilon_{ij}] = Cov[\varepsilon_{ij}, \varepsilon_{kl}] = 0$; y $Cov[\delta_{0j}, \delta_{1j}] = \tau_{01}$ (Goldstein, 1995).

Ahora generalizando las ecuaciones (1)-(3) para incluir múltiples predictores de nivel-1 y nivel-2. Introduciendo P predictores de nivel-1, x_{pij} ($p=1, \dots, P$). El modelo estará dado por:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{p=1}^P \beta_{pj} x_{pij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

y suponiendo que hay Q predictores de nivel-2, z_{qj} ($q=1, \dots, Q$). Entonces, el modelo para el intercepto de nivel-2 será:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{q=1}^Q \gamma_{0q} z_{qj} + \delta_{0j} \quad (6a)$$

y el modelo para la pendiente de nivel-2:

$$\beta_{pj} = \gamma_{p0} + \sum_{q=1}^Q \gamma_{pq} z_{qj} + \delta_{pj} \quad (6b)$$

De nuevo, sustituyendo (6a)-(6b) en (5) obtengo el modelo general de nivel-2:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{q=1}^Q \gamma_{0q} z_{qj} + \sum_{p=1}^P \gamma_{p0} x_{pij} + \sum_{q=1}^Q \sum_{p=1}^P \gamma_{pq} z_{qj} x_{pij} + \delta_{0j} + \sum_{p=1}^P \delta_{pj} x_{pij} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

En la especificación desarrollada hasta este punto se ha supuesto que la variable respuesta, y_{ij} , es continua. No obstante, la especificación multinivel permite también aproximar el caso en el que y_{ij} sea una variable de respuesta binaria. El modelo más utilizado para tales variables, es el modelo *logit* multinivel. Éste modifica el modelo multinivel lineal al especificar una función de vínculo (link) tipo *logit* (Goldstein, 1999). Con lo cual, el resultado de interés es la proporción de casos, π_{ij} , que caen en la categoría 1 del resultado binario medido, y el modelo multinivel para esta proporción será entonces escrito en términos del *log-odd ratio* –OR– (o razón de disparidad):

$$\ln\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) = \gamma_{00} + \sum_{q=1}^Q \gamma_{0q} z_{qj} + \sum_{p=1}^P \gamma_{p0} x_{pij} + \sum_{q=1}^Q \sum_{p=1}^P \gamma_{pq} z_{qj} x_{pij} + \delta_{0j} + \sum_{p=1}^P \delta_{pj} x_{pij} + \varepsilon_{ij}$$

es convencional en esta especificación del modelo que $V(\varepsilon_{ij}) = \sigma^2 = 1$, tal como en los modelos *logit* tradicionales. Y esperando que $E[\delta_{0j}] = E[\delta_{1j}] = E[\varepsilon_{ij}] = 0$; $V[\delta_{0j}] = \tau_{00}$; $V[\delta_{1j}] = \tau_{11}$.

4.3 Datos y población de estudio

Los datos para el presente análisis provienen de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2008 para Colombia (ECV-2008). Esta es una encuesta de acceso privado, elaborada y aplicada cada cinco años por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) de Colombia desde 1997. Es representativa para el total nacional, cabecera-resto y nueve regiones. Y tiene una cobertura de aproximadamente 13,600 hogares. Gracias a que su diseño es probabilístico, estratificado y multi-etápico se facilita su utilización en la modelación multinivel de este estudio. Adicionalmente, la información sobre las regiones, que se incluirán en el segundo nivel del modelo fue obtenida del Ministerio de Protección Social, la Superintendencia Nacional de Salud y otras agencias gubernamentales.

Variable dependiente: Dado que la modelación busca distinguir los efectos contextuales e individuales que impactan tanto del acceso a salud como a la salud de la población, se tendrán dos variables dependientes correspondientes una para cada modelo.

- Índice Compuesto de Acceso a Salud –ICA–: el índice compuesto de acceso es una medida multidimensional para medir el grado de acceso a salud en el nivel individual y regional. Esta es una variable continua que fue calculada utilizando análisis de componentes principales policóricos cuyo proceso de derivación fue explicado en el capítulo uno de esta investigación. Para propósitos de éste análisis el ICA fue normalizado utilizando transformación Box-Cox (Greene, 2002) y con ajuste de escala para trabajar con los valores positivos del índice (ver anexo 2.1).
- Indicador de Salud: como indicador de estado de salud se utiliza una medida de salud percibida o *salud auto-reportada*.³³ Ésta fue determinada por la respuesta de las personas a la pregunta “*Su estado de salud en general es:*” *Muy bueno, Bueno, Regular, o Malo?*. Para facilitar comparaciones con trabajos previos, esta variable fue re-codificada y colapsada para formar una variable resultado dicotómica de salud auto-reportada: 0, para muy bueno y bueno; y 1, para regular y malo. Es decir, se analizará la probabilidad de reportar un estado de salud regular/malo.³⁴ Si bien esta medida podría ser criticada por su naturaleza subjetiva, una revisión de 27 estudios de comunidad concluyeron que esta medida tiene una alta validez predictiva para mortalidad, independientemente de otros factores médicos, comportamentales, o factores de riesgo psicosocial; adicionalmente, también se ha demostrado en estudios longitudinales que es también un fuerte predictor de la discapacidad (Berkman & Symes, S, 1979; Idler & Kasl, 1995).³⁵

VARIABLES INDEPENDIENTES: El grupo de variables independientes se clasifican según estas se encuentren a nivel del individuo o a nivel de la región de estudio.

- Variables de nivel individual: Estas variables se derivan y construyen a partir de la ECV-2008.
 - Socio-demográficas: edad (centrada en la media); género y estatus marital.

³³ Cuando se analiza la equidad con resultados a nivel individual, diferentes medidas de resultados en salud han sido utilizadas en la literatura, éstas van desde medidas subjetivas de salud tales como salud auto-percibida (Nummela *et al.*, 2007); y indicadores cuasi-objetivos de estatus de salud tales como la escala SF-36 de ranking de funcionamiento físico (Marmot, 2005; Gunggaard & Lauridsen, 2006); indicadores de enfermedad específicos tales como enfermedad de arteria coronaria (Hemmingsson & Lundberg, 2005); enfermedades limitantes de la movilidad (Eikemo *et al.*, 2008); el índice de masa corporal (Kopp & Rethelyi, 2004); y los problemas mentales (García-Alvarez *et al.*, 2007); hasta medidas más objetivas de salud como los marcadores biológicos. Dada su mayor disponibilidad en encuestas socioeconómicas, la más comúnmente usada medida de salud para propósitos de investigación en desigualdad socioeconómica, es la salud auto-reportada (van Doorslaer *et al.*, 1997; Adams *et al.*, 2003; Buck *et al.*, 2004; Frijters *et al.*, 2005; Hernández-Quevedo *et al.*, 2008; Costa-Font *et al.*, 2011).

³⁴ Algunos resultados importantes que se han encontrado con esta variable indican que: la salud auto-reportada es un poderoso predictor de la (Idler & Kasl, 1995; Idler & Benyamini, 1997), su poder predictivo no varía a través de grupos socioeconómicos (Burstrom & Fredlund, 2001); y que es un buen predictor del uso de atención médica (van Doorslaer *et al.*, 2000) y de la mortalidad (van Doorslaer & Gerdtham, 2003).

³⁵ La salud auto-reportada esta significativamente relacionada con las enfermedades crónicas y la salud física (Wilson & Kaplan, 1995; Godstein *et al.*, 1984; Miilunpalo *et al.*, 1997), la utilización de atención (Krakau, 1991; Fylkesnes, 1993), y la mortalidad por cohortes, en los Estados Unidos (Idler & Angel, 1990; Grant *et al.*, 1995), Finlandia (Miilunpalo *et al.*, 1997; Kaplan *et al.*, 1996), Suecia (Sundquist & Johansson, 1997) y Holanda (Pijls *et al.*, 1993). Sin embargo, los efectos de factores sociales y contextuales sobre la salud auto-reportada individual son menos estudiados.

- Socio-económicas: nivel educativo (más alto nivel educativo alcanzado o último grado aprobado); estatus en el mercado de trabajo (trabajar/no trabajar); y nivel de ingreso o riqueza.³⁶ La medida de riqueza se construyó mediante un indicador de Estatus Socio Económico –ESE– que fue construido utilizando componentes principales policóricos y siguiendo la propuesta de Kolenikov y Angeles (2009) (ver anexo 2.2). Esta es una aproximación para medir la riqueza de las familias por medio de un índice de activos físicos, así el estatus socioeconómico de la familia estará definido en términos de activos físicos o riqueza, y no en términos de ingresos o consumo. Éste indicador fue clasificado por quintiles, con el primer quintil representando el menor nivel de riqueza (estatus socioeconómico) y el quintil V representando el mayor.
- Estatus de ansiedad: para medir el estatus de ansiedad se construyeron dos variables a nivel individual: una a partir de la pregunta “*Durante los últimos doce meses de cuál de los siguientes hechos ha sido víctima usted o algún miembro de su hogar? Atraco o Robo? Otro hecho violento (homicidio, asesinato, secuestro, lesiones personales, violaciones, extorsiones, desalojos)?*”. Esta pregunta fue codificada como variable dicotómica con valor de 1 si fue víctima y 0 si no. También se construyó una variable de seguridad percibida a partir de la pregunta “*¿Cómo se siente en el barrio, pueblo o vereda donde vive? Seguro o Inseguro*”. Igualmente esta variable fue codificada como variable dicotómica siendo 1 sentirse inseguro y 0 no.
- Variables explicativas de nivel-región: uno de los principales problemas en la investigación aplicada en países como Colombia es la dificultad para construir bases de datos confiables con la mayor cobertura posible. Ésta información no suele ser generada de manera periódica y centralizada; suelen tener distintos niveles de desagregación; o no está disponible al público. Esto obliga a realizar una búsqueda exhaustiva de diferentes fuentes con el objetivo de contar con la mayor cobertura y confiabilidad posible de los datos.
 - Desigualdad de ingresos: se utiliza el coeficiente de Gini como medida de desigualdad de ingresos. Ésta es una medida ampliamente utilizada que se mueve en un rango de 0 (igualdad absoluta) a 1 (absoluta desigualdad). El coeficiente de Gini utilizado en este análisis hace parte de los más recientes resultados de la Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (MESEP) del Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) y el Departamento Nacional de Planeación (DNP) en Colombia (MESEP, 2010).
 - Ingreso medio: para medir el ingreso medio de la región se utiliza el PIB per-cápita regional (medido en dólares de 2007) y clasificado en terciles como alto, medio y bajo PIB per-cápita.
 - Composición racial: se utiliza el porcentaje de población que pertenece a una comunidad indígena y que reside en cada región, según datos del DANE y su Dirección de Censo y Demografía.
 - Estatus de ansiedad: se utiliza la tasa de homicidios por 100 mil habitantes según cálculos del Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses de Colombia.
 - Capital social: las variables tradicionalmente utilizadas para esta medición se refieren a capital social cognitivo y suele ser recabada a nivel de encuesta mediante estadísticas de confianza, reciprocidad y participación cívica. En éste caso, dada la ausencia de esta variable en un nivel regional o individual, se utiliza una proxy de capital social contextual

³⁶ Las desigualdades en resultados en salud han sido abordadas en la literatura según clases sociales (Kelleher *et al.*, 2003), educación auto-reportada (Silventoinen *et al.*, 2005) e ingreso familiar disponible (Nummela *et al.*, 2007) principalmente.

mediante una medida de metros cuadrados de espacio público per-cápita, donde el espacio público incluye el total de metros cuadrados disponibles de parques, plazoletas, zonas verdes y áreas de recreo.

- Infraestructura social o características neo-materiales: se utiliza como medida de inversión en infraestructura social el número de médicos por 10 mil habitantes y el porcentaje de gasto público en educación realizado en cada región.

4.4 Estrategia de estimación

La hipótesis de trabajo es de naturaleza multinivel dado que establece que los perfiles de acceso por un lado, y la salud por otro, pueden ser explicados por variaciones tanto de las características de los individuos como de las regiones. Para tener esto en cuenta se siguió una estrategia de modelación secuencial donde la complejidad se fue incrementando para cada modelo de manera sucesiva. Con fines de comparación, los mismos modelos fueron regresados para el caso de los determinantes del acceso a salud y para los determinantes de la *salud auto-percibida*.

*Modelo 1 (modelo nulo)*³⁷: Modelos de dos niveles (individuos en el nivel-1 y región en el nivel-2) solamente con un término constante en la parte fija y aleatoria. Este modelo permite particionar la variación en el acceso (y *salud auto-percibida*) a través de individuos –al interior de las regiones- y entre regiones. Y provee una primera línea base para comparar el tamaño de la variación contextual en el acceso (y *salud auto-percibida*) en los modelos siguientes (Fielding *et al.* 2008).

Modelo 2 (modelo de intercepto aleatorio): igual que el modelo 1 pero incluye predictores a nivel individual en la parte fija. Se investiga la relación promedio entre el acceso (y reportar pobre salud) y los factores socio-demográficos a través de las ocho regiones. Primero se ingresan las variables socio-demográficas: edad, género, estado marital y mayor nivel educativo alcanzado.

Modelo 3 (modelo de intercepto aleatorio): igual que el modelo 2 pero incluye otras variables explicativas individuales en la parte fija, relacionadas con el estatus socioeconómico: quintiles de ingreso (donde el quintil I es la categoría de referencia) y estatus laboral. Este modelo permite analizar la extensión en la que factores socio-demográficos y socioeconómicos dan cuenta de las variaciones en los niveles de acceso (y la *salud auto-percibida*) entre regiones. Es decir, si las diferencias entre regiones no son un artefacto de las variaciones que surgen por los tipos específicos de personas que viven en cada región, entonces las variaciones entre regiones cambiarán de manera diferente para distintos grupos de ingreso.

Modelo 3a (modelo de pendiente aleatoria): igual que el modelo 3 pero se explora el efecto de la distribución diferencia del ingreso entre regiones. De esta forma, se incluyen las diferencias entre las regiones en la relación del acceso (y pobre *salud auto-percibida*) con el nivel de ingreso.

Modelo 4: igual que el modelo 3a pero ahora se incluyen tres variables contextuales: una medida de desigualdad de ingreso mediante el coeficiente de Gini; con esta se busca explorar qué explica las diferencias en desigualdad en salud observadas a través de las regiones. La predicción de la literatura sobre desigualdad, revisada antes, indica que se esperaría que regiones con alto

³⁷ De los resultados de este modelo se identifica si la estrategia de modelación multinivel es o no la adecuada para abordar el fenómeno de interés.

grado de desigualdad de ingreso también posean un alto grado de *desigualdad-relacionado-con-ingreso* en los niveles de salud percibida, más que desigualdades puras en salud. Adicionalmente, se incluyen interacciones entre los diferentes niveles de riqueza regional y el nivel de desigualdad. Lo que se busca es identificar los efectos del Gini al interior de las regiones con diferentes niveles de PIB-per-cápita. Y se incluyó una variable de composición étnica, proporción de población indígena de la región. Específicamente, se busca explorar si la relación entre desigualdad de ingreso y acceso (o pobre estado de salud auto-percibido) se mantiene después de tener en cuenta el logro educativo y la composición étnica

Modelo 5: igual que el modelo 4, y se adicionan variables relacionadas con la hipótesis de estatus de ansiedad: seguridad percibida, comportamiento antisocial y tasa de homicidio por 100 mil habitantes.

Modelo 6: igual que el modelo 4, y se adicionan variables relacionadas con capital social: disponibilidad de espacios públicos per-cápita.

Modelo 7: igual que el modelo 4, y se adicionan variables relacionadas con infraestructura social: gasto público en salud y número de médicos por 10 mil habitantes.

Los ajustes de los modelos se realizaron utilizando aproximación de máxima verosimilitud (para facilitar las comparaciones). Adicionalmente, se utilizó la opción de covarianza no-estructurada para permitir que los interceptos aleatorios y las pendientes co-varíen (contrario a suponer que son independientes) (Fielding *et al.* 2008). Y finalmente, se calculó para cada modelo el coeficiente de partición de varianza así como los estadísticos tradicionales de bondad de ajuste Akaike (AIC), el Criterio de Información Bayesiana (BIC), y la medida de Deviance; los cuales, dan información de mejor ajuste a menor magnitud. Para el caso del modelo de determinantes de la salud, se utiliza un modelo *logit* multinivel mediante estimación de máxima verosimilitud usando cuadratura adaptativa con siete puntos de integración.³⁸

Además, se realizaron test de razón de verosimilitud para verificar la utilización de una pendiente aleatoria.³⁹ Efectivamente los resultados del test indicaron que las pendientes e intercepto en el quintil V para el acceso (y para *salud auto-percibida*) varían entre regiones. Dado esto, se incluyó una pendiente aleatoria para esta variable permitiendo esta variación en los efectos entre regiones (Modelo 3a).

En resumen, el acceso a salud (y la *salud auto-percibida*) del individuo i , anidado en la región j es estimado con efectos fijos de nivel-2 para el Gini y la interacción entre el Gini y el PIB per-cápita; más efectos fijos de nivel-1 para la edad, género, estatus de empleo, nivel de ingreso, efectos de la educación; y los efectos de considerar la composición racial; y los modelos 5, 6 y 7 buscan abordar las hipótesis de ansiedad, capital social y *neo-materialista*. El interés se centrará en los efectos específicos sobre el coeficiente de Gini, de las variables que representan estas hipótesis. Un modelo que reduzca o haga no-significativo el parámetro estimado para el Gini puede

³⁸ Tanto para la estimación del modelo multinivel de determinantes de acceso, como para el modelo multinivel de determinantes de salud, se utilizó el paquete estadístico Stata 11.

³⁹ El test estadístico de razón de probabilidad es calculado como dos veces la diferencia entre el valor de log-probabilidad entre el modelo con y sin pendiente aleatoria. El rechazo de la hipótesis nula (que no hay variación entre regiones) implica que hay evidencia de diferencias “reales” entre grupos (regiones); en cuyo caso el modelo multinivel es preferido al modelo de un único nivel.

considerarse que tiene en cuenta alguna o toda la varianza explicada por la desigualdad de ingresos.

Siguiendo la notación presentada en la sección 4.2, los modelos a ser estimados serán:

Para el acceso a salud: Modelo lineal multinivel de pendiente aleatoria con interacción en el nivel-2:

$$ICA_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Gini_j + \gamma_{02}(AltoPib_j \times Gini_j) + \gamma_{03}(MedioPib_j \times Gini_j) + \gamma_{10}Edad_{ij} + \gamma_{20}Mujer_{ij} + \gamma_{30}Trabajar_{ij} + \gamma_{40}Quintil_II_{ij} + \gamma_{50}Quintil_III_{ij} + \gamma_{60}Quintil_IV_{ij} + \gamma_{70}Quintil_V_{ij} + \delta_{0j} + \delta_{1j} Quintil_V_{ij} + \varepsilon_{ij}.$$

Para salud percibida: Modelo *logit* multinivel de pendiente aleatoria con interacción en el nivel-2:

$$\ln\left(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}}\right) = \gamma_{00} + \gamma_{01}Gini_j + \gamma_{02}(AltoPib_j \times Gini_j) + \gamma_{03}(MedioPib_j \times Gini_j) + \gamma_{10}Edad_{ij} + \gamma_{20}Mujer_{ij} + \gamma_{30}Trabajar_{ij} + \gamma_{40}Quintil_II_{ij} + \gamma_{50}Quintil_III_{ij} + \gamma_{60}Quintil_IV_{ij} + \gamma_{70}Quintil_V_{ij} + \delta_{0j} + \delta_{1j} Quintil_V_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

con $F^{-1}(\pi_{ij})$ es el *log-odds* de que $y_{ij}=1$, es decir reportar un estado de salud regular/malo.

5 Resultados

Con excepción de la edad, todas las características individuales fueron especificadas como variables categóricas. La edad fue centrada alrededor de su media de 41 años, lo cual se hizo para tener una interpretación clara como categoría de referencia. La geografía colombiana está dividida en nueve regiones. No obstante, la región de San Andrés y Providencia (que representa el 0.1% de la población nacional) fue excluida del análisis dado que presentaba ausencia de datos para casi todas las variables contempladas a nivel contextual. El número total de observaciones individuales en las nueve regiones es de 50,542. Y después de excluir datos faltantes sobre las variables resultado y predictores, tanto en el nivel individual como contextual, el análisis multinivel se realizó sobre 26,869 individuos anidados en ocho regiones (ver tabla 2.1).

El total de la población se encuentra compuesto 53% por mujeres y 47% por hombres. El 44% cuenta con educación primaria como máximo logro educativo alcanzado y solo el 12% cuenta con educación superior. El 66% de la población considera que su estado de salud es bueno o muy bueno, mientras el 34% lo perciben como regular o malo.

El coeficiente de Gini de 54 ubica al país entre los más desiguales de América Latina comparado con países como Perú (49), México (48.3), o Argentina (46); y la tasa de homicidio del 40% entre los más violentos. El Pib-percápita para el año 2008 en Colombia fue de US\$ 4.270,54, muy por debajo de países desarrollados como Dinamarca con US\$ 57.021 y Estados Unidos con US\$ 46.341, y apenas por encima de Perú con US\$ 3.807, Bolivia US\$ 1.386 o Argelia US\$ 4.005.

Por su parte, la matriz de correlación entre las variables se encuentra en el anexo 2.3, donde se observa que en general se presentan correlaciones significativas, pero llama la atención la baja correlación presente entre el coeficiente de Gini y el estado de *salud auto-percibida* y el nivel de acceso. El acceso presenta mayores correlaciones con el género, la edad, la educación superior y correlación negativa para los quintiles I-II y positiva para el quintil V; en cuanto a las variables

contextuales las más altas correlaciones se presentan con la etnia y la riqueza regional. Por su parte la *salud auto-percibida* también presenta mayores correlaciones con características individuales como la edad, el nivel educativo y pertenecer al quintil V de ingreso.

Tabla 2.1: Estadísticas descriptivas para la muestra final

Variables	Media	SD
VARIABLES DEPENDIENTES		
Salud auto-percibida		
Buena/Muy buena	66.34	0.474
Regular/Mala	33.66	0.472
ICA	1.8803	0.3710
PREDICTORES		
Mujer	0.5296	0.4991
Hombre	0.4704	0.4991
Edad	41.9412	17.1600
Educación Preescolar	0.0969	0.2958
Educación Primaria	0.4399	0.4964
Educación Secundaria	0.3446	0.4752
Educación Superior	0.1186	0.3233
Casado	0.6101	0.4877
Soltero	0.3899	0.4877
Trabaja	0.9589	0.1984
Quintil I de riqueza	0.1993	0.3995
Quintil II de riqueza	0.2012	0.4009
Quintil III de riqueza	0.1980	0.3985
Quintil IV de riqueza	0.2047	0.4035
Quintil V de riqueza	0.1969	0.3976
Víctima de Comp. Antisocial	0.0124	0.1108
Percepción de Inseguridad	0.1954	0.3965
GINI	0.5410	0.0275
Tasa homicidio x 100.000h.	40.3802	15.8802
%Indígena	4.0260	4.0857
Espacio público (m2 per-cápita)	116.77	29.68
Gasto Educación (%GastoTotal)	7.41	3.00
PIB per-cápita (dólares 2007)	4270.52	1519.32
Cobertura regional	%Población	
Atlántico	13.42	
Oriental	14.03	
Central	15.5	
Pacífica	16.34	
Bogotá	8.18	
Amazonia	3.82	
Antioquia	13.98	
Valle	14.72	

Fuente: elaboración propia con base en ECV-2008, e información obtenida del Ministerio de Protección Social, la Superintendencia Nacional de Salud y otras agencias gubernamentales en Colombia.

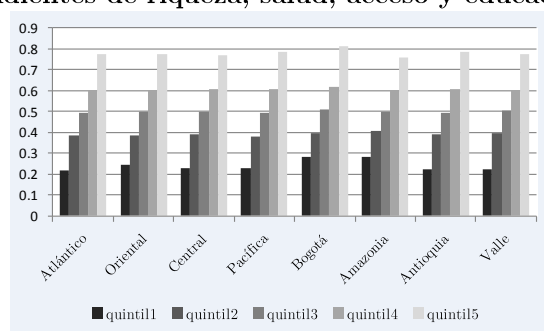
De manera descriptiva el gráfico 2.1 muestra la distribución por quintiles de las variables percepción de salud, acceso (ICA), estatus socioeconómico y educación. En todos los países, con independencia de su nivel de ingresos, la salud y la enfermedad siguen un gradiente social; es decir, cuanto más baja es la situación socioeconómica, peor es el estado de salud. Para Colombia y como se observa de los gráficos persiste esa relación de gradiente. El panel (a) muestra el indicador de estatus socioeconómico para cada región distribuido por quintiles. La región Bogotá presenta los mayores niveles de estatus socioeconómico en todos los quintiles de riqueza. Es decir,

la población del quintil más pobre en Bogotá presenta un estatus económico mayor que la población del mismo quintil en el resto del país. Y lo mismo sucede con la población del quintil más rico; en esta región residen los más ricos entre los ricos del país. Por su parte, la región Atlántico presenta el menor índice de estatus socioeconómico para la población del quintil uno, frente a la población del mismo quintil en el resto del país; en esta región residen los más pobres entre los pobres del país.

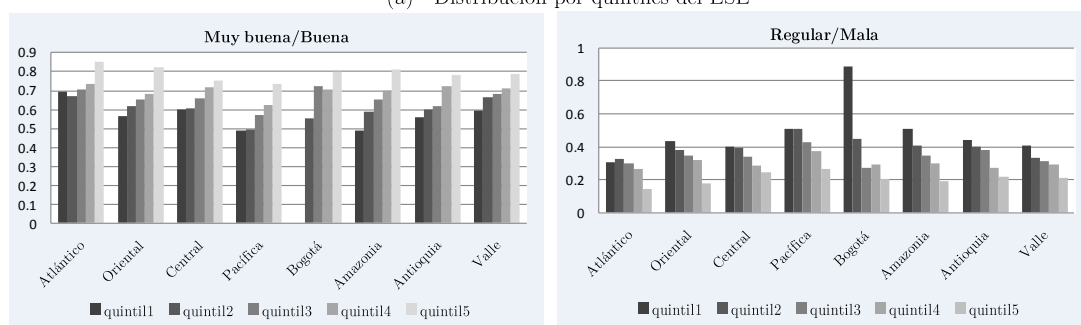
El panel (b) muestra el gradiente de salud. De nuevo, se verifica que la probabilidad de auto-percibir un buen estado de salud se reduce a medida que se deciente en la distribución de la riqueza. O lo mismo, los quintiles más pobres tienen mayor probabilidad de juzgar su salud como regular o mala, en comparación con la población de los quintiles más ricos. La región Pacífica se destaca por tener la más baja proporción de la población que auto-percibe su salud como buena en todos los quintiles de distribución de la riqueza, mientras la región Atlántico tiene la más alta proporción. En cuanto a juzgar la salud como regular o mala, Bogotá tiene la mayor proporción que auto-percibe la salud como mala en el quintil uno, muy alejado de la población del quintil más alto.

El panel (c) muestra el índice compuesto de acceso en cada región. De nuevo, Bogotá presenta el mayor índice de acceso en todos sus quintiles de riqueza, seguido por Antioquia y Valle; y la región Pacífica presenta el menor. Por último, el panel (d) muestra el gradiente por nivel educativo y cómo este va cambiando de dirección a medida que nos movemos de ningún nivel educativo a uno superior. Mientras en el primer caso, la mayor proporción se encuentra en el quintil más pobre de la población; en el segundo, se presenta en el más rico. Regiones como la Oriental, Central y Antioquia verifican claramente la relación de gradiente desde los niveles de educación secundaria, siendo más ambiguas para Bogotá, la región Pacífica y Amazonía. Para el caso de la educación superior, se destaca la fuerte pendiente entre el mayor y el menor quintil, principalmente en la región Pacífica, Amazonía y Atlántico.

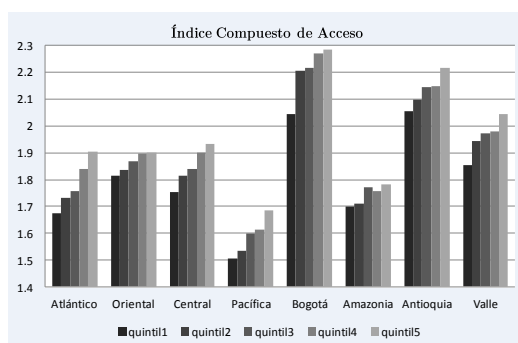
Gráfico 2.1: Gradientes de riqueza, salud, acceso y educación en Colombia



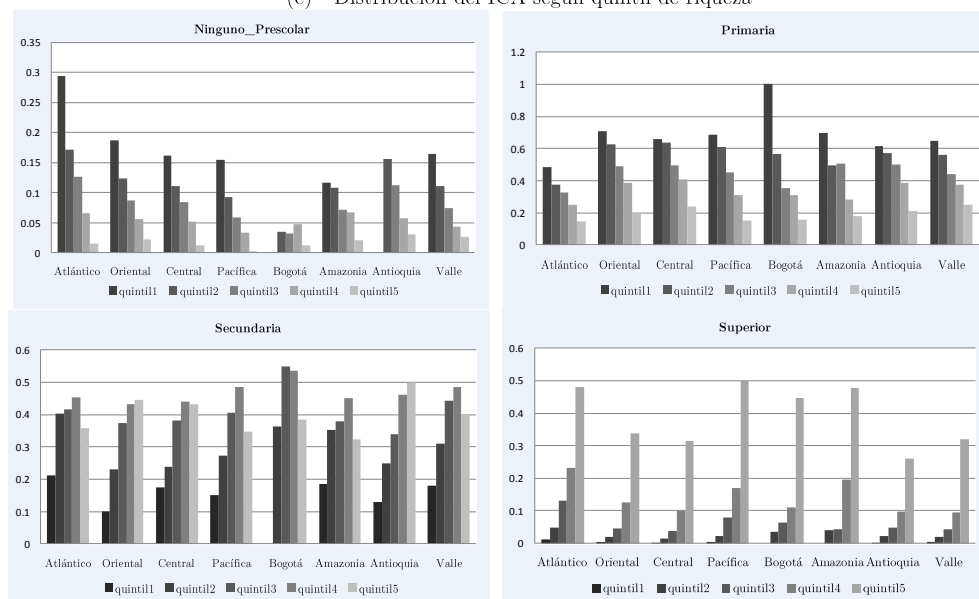
(a) Distribución por quintiles del ESE



(b) Percepción del estado de salud según quintiles de riqueza



(c) Distribución del ICA según quintil de riqueza



(d) Distribución del logro educativo según quintiles de riqueza

Fuente: elaboración propia con base en ECV-2008, e información obtenida del Ministerio de Protección Social, la Superintendencia Nacional de Salud y otras agencias gubernamentales en Colombia.

5.1 Acceso a salud: ¿se puede trasladar la hipótesis *desigualdad de ingreso-salud* hacia el acceso?

Los resultados de la estimación multinivel para el modelo de acceso se muestran en la tabla 2.2, siguiendo el orden en que estos fueron desarrollados. El modelo 1 (modelo nulo), indica que parece existir una significativa variación en el acceso a través de las regiones ($\text{var}(\delta_{0j})=0.044$, $\text{Std.Err}=0.022$); así, según el coeficiente de partición de varianza (CPV)⁴⁰ el 31.5% de la varianza en el acceso a los servicios de salud podría ser atribuida a características de las regiones; con lo cual se justifica la utilización de modelación multinivel.

En el modelo 2 se incluyeron las variables demográficas, verificando que existe una relación lineal positiva y significativa entre los niveles de acceso a salud y la edad así como un mayor acceso para las mujeres frente los hombres, y de los casados frente a la población soltera. Adicionalmente, este modelo incluye el logro educativo, manteniendo la educación superior como categoría de referencia. De los resultados se observa una relación negativa y significativa entre el logro educativo y el acceso a salud. Personas con educación preescolar, primaria o secundaria tienen una menor probabilidad de acceder a los servicios de salud que la población con educación

⁴⁰ El coeficiente de partición de varianza es una medida de la proporción de la varianza total que es debida a diferencias entre grupos, en un modelo nulo (y de intercepto aleatorio) se calcula como $CPV = \text{Var}(\delta_{0j}) / (\text{Var}(\delta_{0j}) + \text{Var}(\epsilon_{ij}))$.

superior. También se observa un gradiente educativo, en el cual las personas de menor nivel educativo alcanzado tienen una probabilidad menor de acceder a los servicios de salud que aquellos que le sigan inmediatamente en nivel de educación; lo que puede verse al comparar la población con educación secundaria respecto de la población con educación preescolar, por ejemplo.

Luego de incluir estas variables demográficas, los resultados del modelo indican que persisten diferencias significativas en la varianza en los niveles de acceso entre regiones ($\text{var}(\delta_{0j})=0.041$, $\text{Std.Err}=0.020$), que estarían determinadas por algo más que solo los factores demográficos individuales. Y el CVP indica que permanece un 31% de esa varianza a ser explicada por factores contextuales. Para controlar por más características individuales en el modelo 3 se incluyen las variables socioeconómicas relacionadas con la riqueza (en quintiles) y el estatus laboral.

El modelo 3 muestra que los quintiles de riqueza son predictores significativos del acceso a salud. La población perteneciente a los quintiles II a V presenta una mayor probabilidad de acceder a salud que la población del quintil I (quintil de referencia). Adicionalmente, se verifica un gradiente en la relación quintil de ingreso-acceso, donde los individuos ubicados en quintiles más altos parecen presentar mayor probabilidad de acceder a los servicios de salud que la población ubicada en el quintil inmediatamente por debajo en la escala de riqueza. La inclusión de las variables que dan cuenta por la riqueza individual, han disminuido levemente los coeficientes para las variables educativas, que siguen siendo significativas. Esto muestra la importancia del ingreso para explicar el acceso a los servicios de salud, frente al nivel educativo.

Que el individuo este trabajando es también un predictor significativo y un determinante positivo del acceso a los servicios de salud, indicando que la población que trabaja tiene mayor probabilidad de acceder a los servicios de salud que la población que no lo hace. Después de tener en cuenta los factores demográficos y socioeconómicos, se observa que aún persisten variaciones significativas en el acceso a través de las regiones ($\text{var}(\delta_{0j})=0.038$, $\text{Std.Err}=0.018$). Y si bien el CPV se ha reducido, aún persiste un 29% de varianza en el acceso a salud debida a diferencias contextuales. En otras palabras, las variaciones en el acceso no pueden ser explicadas solo por factores individuales y por tanto el contexto –región– importa.

Tabla 2.2: Regresión lineal multinivel de intercepto y pendiente aleatoria para el Acceso a salud

Variables	Modelos				
	1	2	3	3a	4
Edad		0.00307*** (0.000116)	0.00262*** (0.000120)	0.00261*** (0.000120)	0.00261*** (0.000120)
Mujer		0.0848*** (0.00369)	0.0812*** (0.00370)	0.0812*** (0.00370)	0.0811*** (0.00370)
Casado		0.0258*** (0.00381)	0.0255*** (0.00381)	0.0256*** (0.00381)	0.0256*** (0.00381)
Preescolar		-0.173*** (0.00831)	-0.116*** (0.00920)	-0.116*** (0.00921)	-0.116*** (0.00921)
Primaria		-0.114*** (0.00618)	-0.0718*** (0.00696)	-0.0721*** (0.00697)	-0.0721*** (0.00697)
Secundaria		-0.0577*** (0.00624)	-0.0398*** (0.00650)	-0.0398*** (0.00653)	-0.0397*** (0.00652)
Quintil II			0.0336*** (0.00586)	0.0332*** (0.00586)	0.0332*** (0.00586)
Quintil III			0.0655*** (0.00610)	0.0643*** (0.00612)	0.0645*** (0.00611)
Quintil IV			0.0840*** (0.00636)	0.0819*** (0.00642)	0.0826*** (0.00638)
Quintil V			0.0998*** (0.00715)	0.0977*** (0.0119)	0.0954*** (0.0135)
Trabaja			0.0237* (0.00937)	0.0238* (0.00936)	0.0237* (0.00936)
Indígena					-0.0546** (0.0190)
Alto PIB x GINI					1.034*** (0.266)
Medio PIB x GINI					0.229 (0.247)
GINI					4.323* (2.147)
Constante	1.89*** (0.074)	1.919*** (0.0716)	1.809*** (0.0699)	1.812*** (0.0709)	-0.544 (1.115)
Parámetros de Efectos aleatorios					
<i>Varianza de nivel-2</i>					
var(δ_{0j})	0.0441 (0.022078)	0.0407 (0.0203789)	0.0379 (0.0189923)	0.0391 (0.0195638)	0.0859 (0.0666285)
<i>Parámetros aleatorios</i>					
var(Quintil_V)				0.0007 (0.0004805)	0.0010 (0.0006931)
cov(Quintil_V, δ_{0j})				-0.0014 (0.0021814)	0.0095 (0.0060176)
<i>Varianza de nivel-1</i>					
var(ϵ_{ij})	0.0961 (0.0008292)	0.0906 (0.0007818)	0.0897 (0.0007744)	0.0897 (0.0007738)	0.0897 (0.0007742)
Medidas de variación					
CPV	0.315	0.310	0.297	0.304	0.489
AIC	13376.69	11805.5	11561.37	11551.52	11658.14
BIC	13401.29	11879.29	11676.15	11682.7	11822.11
Deviance	13370.69	11787.505	11533.368	11519.518	11618.136
Observaciones	26,868	26,868	26,868	26,868	26,868
Número grupos	8	8	8	8	8

Fuente: Elaboración propia utilizando la ECV-2008.

Nota: n= 26,869 individuos anidados en ocho regiones. Por ausencia de información contextual no se incluye la región San Andrés y Providencia en este análisis. Para las variables categóricas el grupo de referencia es 41 años, hombre, quintil I, desempleado y bajo PIB per-cápita. *P<0.05, **P<0.01, ***P<0.001. Errores estándar entre paréntesis.

Hasta el modelo 3, se ha supuesto que los cambios en el acceso entre los individuos analizados son los mismos a través de las regiones; suponiéndose que la pendiente de la línea de regresión era fija a través de ellas. Es decir, se ha supuesto que las diferencias existentes entre regiones aplican a todos los individuos de la misma manera, lo cual es altamente restrictivo. Es razonable entonces plantear la hipótesis de un efecto diferencial entre población de altos y bajos quintiles de ingreso. Se realizó un test de razón de verosimilitud para verificar si realmente existen diferencias significativas en la variación entre categorías de ingreso a través de las regiones. Se encontró que el efecto del quintil V de riqueza varía a través de las regiones, por lo cual, el modelo 3a incluye un parámetro de pendiente aleatoria para este quintil. De los resultados se observa que los parámetros de la parte fija no han cambiado, y que la población del Quintil I no solamente parece tener una menor probabilidad de acceder a los servicios de salud a nivel nacional, sino, que también son más variables. Es necesario controlar por el ingreso individual, para asegurar que la medida de inequidad de ingreso no es simplemente una medida de diferencias de ingreso.

Ya luego de haber desagregado la variación individual por grupo de ingreso, lo siguiente fue evaluar el impacto de variables contextuales como la composición étnica, la riqueza media de la región y los niveles de desigualdad. Para tener en cuenta la composición racial, el modelo 4 incluye una variable de pertenencia a una comunidad indígena. Esta variable es significativa y afecta negativamente el acceso. Es decir, la población de las comunidades indígenas puede presentar una menor probabilidad de acceso, que la población no perteneciente a estas comunidades.

En cuanto al ingreso per-cápita, ésta es una importante variable dado que suele capturar la riqueza general de las regiones y por esta vía la disponibilidad de recursos. Algunos autores han encontrado (Layte, 2011; Subramania *et al.* 2001; Subramanian & Kawachi, 2004) que las medidas de bienestar (salud física, salud mental, entre otras), están fuertemente influenciadas por el PIB per-cápita y que suele existir una fuerte y pronunciada interacción entre el PIB y el Gini. Dado esto, en el modelo 4 se ajusta la riqueza de la región representada con el PIB per-cápita con la inclusión de la interacción entre el PIB y el coeficiente de Gini.

El modelo 4 incluye el ingreso medio de la región en terciles, alto, medio y bajo PIB per-cápita, con el bajo PIB per-cápita como categoría de referencia, ajustado por desigualdad. La interacción entre el Gini y el PIB significa que ahora el Gini hará referencia principalmente al efecto que la desigualdad tiene al interior de las regiones con ingreso medio-bajo. El efecto significativo y positivo de las interacciones de alto PIB con el Gini muestra que la desigualdad de ingreso parece no ser tan dañina para el acceso en las regiones de ingreso alto. Es decir, que a medida que la desigualdad aumenta, la probabilidad de acceder es mayor para la población que reside en regiones de alto PIB per-cápita, frente a la población de regiones de bajo ingreso medio. En este caso, si bien la interacción del nivel medio de PIB per-cápita y el Gini tiene el signo esperado, esta parece no ser significativa.

Por sí solo, el coeficiente de Gini es significativo, siendo así un factor explicativo del mayor o menor acceso como lo predeciría la teoría (en su lectura para la pobre salud). En este caso, la relación entre el coeficiente de Gini y el índice de acceso es positiva, por lo que en áreas más desiguales la probabilidad de acceder es mayor. No obstante, como se observa de las interacciones, la mayor o menor probabilidad de acceder está relacionada directamente con la riqueza de la región. Por lo cual, población en zonas más pobres y sometidas a alta desigualdad, tendrán menor probabilidad de acceder a los servicios de salud, que quienes viven en zonas más ricas y con igual nivel de desigualdad.

La inclusión del Gini y el ingreso per-cápita ajustado por desigualdad ha reducido el efecto del logro educativo. Que si bien sigue siendo significativo, disminuye de magnitud al incluir estas variables de contexto. La significancia del nivel de riqueza individual no se vio afectada, solo el coeficiente para el quintil V de riqueza presentó una leve disminución al incluir estas variables contextuales. Lo cual muestra la importancia del ingreso individual para garantizar el acceso a los servicios de salud, muy en la línea de la hipótesis de ingreso absoluto. Dado que el modelo 4 ya controla por los principales factores considerados en la literatura como distorsionadores de la relación *salud-desigualdad* (ingreso individual, el logro educativo y la composición racial),⁴¹ el hecho de que la riqueza para los diferentes quintiles siga siendo significativa y no presente mayores variaciones en cuanto a la magnitud de sus parámetros antes y después de la inclusión de la variable de desigualdad, permite intuir que el efecto de la desigualdad sobre el acceso va más allá del estatus socioeconómico.

El coeficiente de Gini, sigue siendo importante para explicar el acceso luego de incluir el logro educativo. Es decir, el nivel educativo no es un factor que distorsione los reales efectos de la desigualdad sobre el acceso. Y más aún, permanece significativo aún después de considerar el componente étnico. Es decir, una vez se ha considerado la “riqueza” de las regiones, la desigualdad de ingreso sigue siendo un factor que influye sobre el acceso de los distintos grupos de ingreso, y según el gradiente identificado, afecta más a la población del quintil más bajo. Además, la significancia que mantienen los parámetros de interacción revela que individuos en regiones de alto y medio PIB per-cápita tienen mayor probabilidad de acceder aún en regiones más desiguales, que la población de regiones de bajo PIB per-cápita.

Teniendo en cuenta las asociaciones identificadas, lo siguiente fue incluir los mecanismos que han sido propuestos desde la literatura para dar cuenta de la relación entre desigualdad de ingreso y salud, segundo propósito de esta investigación (ver tabla 2.3): la hipótesis de *capital social*, la hipótesis de *estatus de ansiedad* y la hipótesis *neo-materialista*.

⁴¹ Es el caso de los trabajos de Mackenbach, 2006; Cutler y Lleras-Muney, 2007; Subramanian y Kawachi, 2004; Case *et al.*, 2005; van de Poel y Hosseinpoor, 2008.

Tabla 2.3: Regresión lineal multinivel de intercepto y pendiente aleatoria para el Acceso a salud considerando hipótesis que vinculan *desigualdad de ingreso-salud*

VARIABLES	Modelos			
	4	5	6	7
Edad	0.00261*** (0.000120)	0.00263*** (0.000120)	0.00261*** (0.000120)	0.00261*** (0.000120)
Mujer	0.0811*** (0.00370)	0.0810*** (0.00369)	0.0811*** (0.00370)	0.0811*** (0.00370)
Casado	0.0256*** (0.00381)	0.0253*** (0.00380)	0.0257*** (0.00380)	0.0257*** (0.00380)
Preescolar	-0.116*** (0.00921)	-0.117*** (0.00920)	-0.116*** (0.00921)	-0.116*** (0.00921)
Primaria	-0.0721*** (0.00697)	-0.0729*** (0.00697)	-0.0723*** (0.00697)	-0.0721*** (0.00697)
Secundaria	-0.0397*** (0.00652)	-0.0407*** (0.00652)	-0.0397*** (0.00652)	-0.0394*** (0.00652)
Quintil II	0.0332*** (0.00586)	0.0333*** (0.00586)	0.0331*** (0.00586)	0.0332*** (0.00586)
Quintil III	0.0645*** (0.00611)	0.0637*** (0.00611)	0.0644*** (0.00611)	0.0648*** (0.00611)
Quintil IV	0.0826*** (0.00638)	0.0826*** (0.00641)	0.0826*** (0.00641)	0.0834*** (0.00639)
Quintil V	0.0954*** (0.0135)	0.0975*** (0.0119)	0.0952*** (0.0136)	0.0953*** (0.0133)
Trabaja	0.0237* (0.00936)	0.0252** (0.00935)	0.0236* (0.00936)	0.0235* (0.00936)
Indígena	-0.0546** (0.0190)	-0.0325 (0.0201)	-0.0538*** (0.0152)	-0.0484*** (0.0136)
Alto PIB x GINI	1.034*** (0.266)	0.255 (0.287)	0.714** (0.228)	0.820*** (0.188)
Medio PIB x GINI	0.229 (0.247)	0.255 (0.286)	0.112 (0.230)	0.258 (0.181)
GINI	4.323* (2.147)	3.357 (2.313)	2.924 (1.940)	4.015** (1.527)
Comp. Antisocial		0.0153 (0.0165)		
Inseguridad		0.0382*** (0.00471)		
Espacio público			-0.00174 (0.00200)	
Gasto Educación				0.00445 (0.0115)
Constante	-0.544 (1.115)	0.0337 (1.199)	0.489 (1.238)	-0.395 (0.805)
Parámetros de Efectos aleatorios				
<i>Varianza de nivel-2</i>				
var(δ_{0i})	0.0859 (0.0666285)	0.0146 (0.0073088)	0.0432 (0.0268687)	0.0402 (0.0262619)
<i>Parámetros aleatorios</i>				
var(Quintil_V)	0.0010 (0.0006931)	0.0007 (0.0004698)	0.0011 (0.0006572)	0.0010 (0.0006311)
cov(Quintil_V, δ_{0i})	0.0095 (0.0060176)	0.0034 (0.0021992)	0.0068 (0.0038769)	0.0063 (0.0037729)
<i>Varianza de nivel-1</i>				
var(ε_{ij})	0.0897 (0.0007742)	0.0894 (0.0007719)	0.0896 (0.0007736)	0.0896 (0.0007736)
Medidas de variación				
CPV	0.489	0.140	0.325	0.310
AIC	11658.14	11486.08	11545.7	11546.32
BIC	11822.11	11658.25	11717.88	11718.49
Deviance	11618.136	11444.078	11503.704	11504.32
Observaciones	26,868	26,868	26,868	26,868
Número grupos	8	8	8	8

Fuente: Elaboración propia utilizando ECV-2008. Nota: individuos anidados en ocho regiones. No se incluye la región San Andrés y Providencia en este análisis. Para las variables categóricas el grupo de referencia es 41 años, hombre, educación superior, quintil I, desempleado, bajo PIB per-cápita, no pertenecer a una comunidad indígena, haber sido víctima de comportamiento antisocial y sentirse inseguro en el lugar de residencia. *P<0.05, **P<0.01, ***P<0.001. Errores estándar entre paréntesis.

Tomando el modelo 4 como base, en el modelo 5 se incluyen las variables que buscan aproximar la hipótesis de estatus de ansiedad (el haber sido víctima de comportamiento antisocial y la inseguridad percibida medida a nivel individual).⁴² La inseguridad percibida es significativa y tiene signo positivo; indicando que la población afectada por sentimiento de inseguridad producido por su entorno tiene mayor probabilidad de acceder a servicios de salud. Pero la variable que mide el haber sido víctima de comportamiento antisocial parece no ser significativa para medir el acceso a los servicios de salud. Luego de la inclusión de estas variables se observa que el coeficiente de Gini deja de ser significativo, al igual que la interacción entre la riqueza media de la región y la desigualdad. Este efecto indicaría que el componente *psicosocial*, y la percepción individual sobre el entorno estarían funcionando como el mecanismo que vincula la desigualdad con los niveles de acceso. Mientras las características contextuales dejan de ser significativas, el ingreso individual sigue siendo altamente significativo para explicar los niveles de acceso.

La inclusión de la variable que busca medir el capital social en el modelo 6 tiene los mismos efectos sobre el coeficiente de Gini. Ante la ausencia de medidas de capital social para Colombia se siguió la aproximación de Veenstra (2005) y se incluyó la disponibilidad de espacios públicos per-cápita; no obstante, esta variable no fue significativa y como en Veenstra (2005) tiene un signo negativo, indicando que al parecer un mayor número de espacios públicos per-cápita estaría asociado con un menor acceso a salud, en dirección contraria a lo que se esperaría. Tal como lo señala Veenstra, sería de esperar que la disponibilidad de espacios públicos refleje la asociación activa de las comunidades y que por tanto se manifieste en una relación positiva con el acceso. De manera interesante, la interacción entre alto nivel de PIB y el coeficiente de Gini se mantiene significativa sugiriendo que si bien el factor de capital social y factores psicosociales logran contrarrestar la desigualdad, su efecto sobre el acceso es mayor en las regiones de alta riqueza media.

Finalmente, el modelo 7 explora la hipótesis *neo-materialista* o de infraestructura social. El porcentaje de gasto en educación,⁴³ que fue utilizado como proxy para medir esta hipótesis, presentó el signo esperado pero no fue significativo; y su inclusión redujo el coeficiente de Gini pero lo hizo más significativo (Layte, 2011). Los términos de interacción así como el Gini disminuyeron en magnitud lo que sugeriría que las nuevas variables controlan por factores que previamente confundían el efecto del Gini. Adicionalmente, la variable gasto en educación, presenta signo positivo, lo que sugiere que una alta proporción de gasto público en educación estaría asociado a un mayor acceso a salud, quizá relacionado con mayor disponibilidad y uso de información sobre derechos de salud.

Por último, de este análisis se destaca que solo las variables incluidas para la hipótesis de explicación *psicosocial* o de estatus de ansiedad fueron significativas para explicar el fenómeno del acceso. Lo cual es confirmado también por los estadísticos AIC y BIC, según estos el modelo 5 sería el que mejor ajusta a los datos. Lo cual estaría en la línea de la hipótesis de desigualdad de ingreso y salud; en cuanto a dar evidencia de que áreas sometidas a mayor desigualdad afectan la salud de los individuos vía factores psicosociales (Widman, 2001, 2003). Pero también indica que el ingreso individual sigue siendo importante para garantizar el acceso, y que el impacto sobre éste último es diferencial dependiendo de si el individuo vive en zonas con mayor ingreso per-cápita o no. Con lo cual, si bien los factores psicosociales son significativos para influir en la necesidad por

⁴² También se analizó la inclusión de la tasa de homicidio por 100 mil habitantes, medida a nivel regional, pero fue eliminada por problemas de colinealidad.

⁴³ En esta especificación se realizaron ejercicios incluyendo el número de médicos por 10 mil habitantes y el gasto en salud, pero presentaban problemas de multicolinealidad y fueron eliminados del análisis.

atención, y el sistema de salud garantiza ese acceso, la riqueza individual y del entorno en que vive el individuo siguen pesando al momento de garantizar el acceso.

5.2 Salud percibida: ¿se verifica la hipótesis *desigualdad de ingreso-salud* en Colombia?

Para verificar la hipótesis e identificar si los determinantes del acceso son los mismos para *salud auto-percibida*, se estimaron varios modelos *logit* multinivel, siguiendo la misma estrategia de estimación secuencial realizada para el acceso a salud. La tabla 2.4 muestra los resultados de los modelos 1 a 4 estimados. Del modelo 1 se observa, convirtiendo la parte fija de la estimación *logit* en proporciones⁴⁴, que el 32% de la población reporta un pobre estado de salud. Dado que en el modelo 1 no se incluye ningún predictor, se estaría suponiendo que la probabilidad no varía, en promedio, entre diferentes tipos de personas. Si se toma como grupo de referencia, un hombre de 41 años y soltero, la proporción que reporta pobre salud es en promedio de 25%. Cuando se consideran las condiciones de estatus socioeconómico, hombre de 41 años, soltero, perteneciente al quintil I de la distribución de riqueza individual y sin trabajo, la proporción se eleva al 38%. Y si se le adiciona el tener educación universitaria, esta proporción es del 18%. Los efectos diferenciales independientes (comparados para este grupo de referencia) se muestran a continuación, donde los efectos para cada una de las variables fueron estimado después de incluir los respectivos controles.

Como se esperaría, la edad estuvo positivamente asociada con la pobre salud auto-reportada, de manera que a mayor edad aumenta la probabilidad de reportar un pobre estado de salud, comparado con la población joven. Del modelo 2, también se identifican diferencias de género en la salud auto-reportada, sugiriendo que es más probable que las mujeres reporten pobre salud en comparación con los hombres; finalmente no se observan diferencias significativas en el estado marital (entre estar casado, soltero o divorciado).

Del modelo 2, se observa que los grupos de población con menor nivel educativo (preescolar) tienen tres veces más probabilidad (OR=3.54) de reportar pobre salud (comparados con los de mayor nivel educativo, es decir universitario). La población con niveles básicos de educación (es decir primaria completa) también tienen tres veces más probabilidad (OR=3.0) de reportar un pobre estado de salud. Igualmente se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre los grupos con alta educación (bachillerato completo) (OR=1.91) y los de máximo logro educativo (categoría de referencia). Esta relación de gradiente indica que entre niveles educativos, la probabilidad de reportar un mal estado de salud se va reduciendo a medida que nos movemos a un mayor logro educativo, haciendo aún más importante la brecha entre los menos y los más educados.

En el modelo nulo, se identifica una variación significativa en la *salud auto-percibida* a través de las regiones ($\text{Var}(\delta_{0j})=0.064$), y esa diferencia se mantiene después de controlar por características socioeconómicas ($\text{Var}(\delta_{0j})=0.049$) con lo cual podría considerarse que las diferencias regionales parecen no ser debidas a particularidades individuales. O dicho de otra forma, las regiones también importan al momento de definir la percepción de la salud (igual que sucedía para el acceso). Incluso, en el modelo 3a, al considerar la distribución diferencial de la población del Quintil V, las diferencias significativas en la *salud auto-percibida* a través de las regiones se

⁴⁴ La transformación del *logit* a proporciones esta dado por $e^{\text{Logit}}/(1+e^{\text{Logit}})$ o de forma equivalente $1/(1+e^{-\text{Logit}})$ (Goldstein, 1999).

mantiene ($\text{Var}(\delta_{ij})=0.051$). En este último caso, es razonable suponer que el mapa de la salud auto-reportada para los grupos de alto estatus socioeconómico es diferente del de bajo estatus socioeconómico. Mientras que el grupo de bajo estatus socioeconómico es más probable que reporte pobre salud, en promedio, puede mostrar gran variación dependiendo de la región de residencia, cuando se les compara con grupos de alto estatus socio-económico. Así, aún cuando la región es importante para ambos grupos de ingreso, es relativamente más importante para los grupos de bajos ingresos. Pues regiones que sean saludables para grupos de mayor ingreso pueden no serlo para los más pobres y viceversa.

Luego de controlar por características socio-demográficas, en el modelo 3 se verifica un gradiente significativo del ingreso para la salud auto-reportada. El grupo de referencia es el quintil I (las personas con el menor estatus socioeconómico). Los individuos del quintil V tienen la menor probabilidad diferencial ($\text{OR}= 0.45$) de reportar su estado de salud como pobre frente a una persona del Quintil I; seguidos por la población ubicada en el Quintil IV ($\text{OR}=0.69$), la del Quintil III ($\text{OR}=0.83$) y el Quintil II ($\text{OR}=0.96$). Lo cual insiste en la importancia de la hipótesis de ingreso absoluto, así como de otros factores socioeconómicos individuales para la salud de las personas.

Luego de introducir la pendiente para el quintil V de riqueza, en el modelo 4 se explora por esos factores contextuales que se espera expliquen la percepción del estado de salud, y se incluye el coeficiente de Gini y el efecto del Gini sobre la riqueza media de las regiones (término de interacción). Se observa una relación negativa entre la probabilidad de juzgar el estado de salud como malo cuando se vive en una zona de alto y medio PIB, respecto de vivir en una zona de bajo PIB, cuando la desigualdad aumenta, como se esperaría. Lo cual, estaría en la línea de algunas investigaciones que encuentran que los grupos de altos ingresos tienden a estar mejor en sociedades más desiguales (Subramanian *et al.*, 2001). Sin embargo, estas variables parecen no ser por sí solas significativas para explicar el estado de salud de la población, y persisten aún diferencias significativas en la *salud auto-percibida* entre regiones ($\text{Var}(\delta_{ij})=0.028$).

El coeficiente de Gini es positivo y significativo, indicando que mayor desigualdad está relacionada positivamente con la probabilidad de auto-percibir el estado de salud como regular o malo. Lo cual estaría apoyando la hipótesis de desigualdad de ingreso. Se observa que aún controlando por el logro educativo, el coeficiente de Gini sigue siendo significativo y mostrando una relación positiva con la probabilidad de reportar un pobre estado de salud. Con lo cual, el logro educativo no sería un factor de confusión de la relación entre desigualdad y pobre salud. Se identifica asimismo un significativo gradiente en la relación entre logro educativo y pobre *salud auto-percibida*. Además, también se observa que el gradiente del ingreso se mantiene, aunque matizado en magnitud para el quintil III y IV, y el quintil II sigue sin ser significativo.

Tabla 2.4: Estimación parte fija y aleatoria para el modelo analítico multinivel de la percepción de estado de salud (en *logits*)

VARIABLES	Modelos				
	1	2	3	3a	4
Edad		0.0362*** (0.000899)	0.0401*** (0.000947)	0.0401*** (0.000947)	0.0401*** (0.000947)
Mujer		0.454*** (0.0287)	0.486*** (0.0291)	0.486*** (0.0291)	0.486*** (0.0291)
Casado		0.0444 (0.0297)	0.0528 (0.0300)	0.0532 (0.0300)	0.0523 (0.0300)
Preescolar		1.731*** (0.0705)	1.265*** (0.0768)	1.263*** (0.0769)	1.266*** (0.0769)
Primaria		1.481*** (0.0585)	1.099*** (0.0635)	1.097*** (0.0636)	1.102*** (0.0636)
Secundaria		0.864*** (0.0606)	0.647*** (0.0625)	0.645*** (0.0626)	0.649*** (0.0626)
Quintil II			-0.0373 (0.0433)	-0.0366 (0.0434)	-0.0353 (0.0433)
Quintil III			-0.178*** (0.0455)	-0.177*** (0.0456)	-0.175*** (0.0456)
Quintil IV			-0.362*** (0.0484)	-0.360*** (0.0486)	-0.361*** (0.0484)
Quintil V			-0.784*** (0.0566)	-0.786*** (0.0598)	-0.787*** (0.0601)
Trabaja			-0.165* (0.0764)	-0.165* (0.0764)	-0.164** (0.0764)
Indígena					0.0162 (0.0333)
Alto PIB x GINI					-0.712 (0.510)
Medio PIB x GINI					-0.00647 (0.454)
GINI					6.907** (3.167)
Constante	-0.73*** (0.091)	-2.209*** (0.107)	-1.508*** (0.129)	-1.507*** (0.130)	-5.408*** (1.648)
Parámetros de Efectos aleatorios					
<i>Varianza de nivel-2</i>					
var(δ_{0j})	0.0648035 (0.0331124)	0.0622363 (0.0318374)	0.0497044 (0.0255614)	0.0510213 (0.0263054)	0.0277119 (0.0160496)
<i>Parámetros aleatorios</i>					
var(Quintil_V)				0.0022636 (0.0076355)	0.0025451 (0.0057473)
cov(Quintil_V, δ_{0j})				-0.006395 (0.011305)	0.0083982 (0.0105752)
<i>Medidas de variación</i>					
AIC	33946.76	29717.33	29481.19	29487.36	29491.03
BIC	33963.15	29782.92	29587.78	29610.34	29646.8
Deviance	33942.756	29701.327	29455.192	29457.357	29453.025
Observaciones	26,869	26,869	26,869	26,869	26,869

Fuente: Elaboración propia utilizando la ECV-2008.

Nota: n= 26,869 individuos anidados en ocho regiones. Por ausencia de información contextual no se incluye la región San Andrés y Providencia en este análisis. Para las variables categóricas el grupo de referencia es 41 años, hombre, quintil I, desempleado y bajo PIB per-cápita. *P<0.05, **P<0.01, ***P<0.001. Errores estándar entre paréntesis.

En el modelo 4, se explora también el efecto de la composición racial. Éste si bien presenta un signo positivo, indicando que las regiones con mayor proporción de población indígena aumentan la probabilidad de juzgar la salud como regular o mala (lo que está en línea con los resultados para minorías étnicas de Subramanian & Kawachi, 2004; Subramanian *et al.*, 2002 para los

Estados Unidos), no fue significativo. La consideración de esta variable, no afectó la significancia del parámetro de desigualdad, por lo cual no actúa como un factor que confunda la relación *desigualdad de ingreso-salud*. Aún al incluir tanto la educación como la pertenencia étnica, el coeficiente de Gini sigue siendo significativo para explicar la percepción de regular/mala salud de la población.

Luego de controlar por factores socio-demográficos y socioeconómicos individuales, así como por factores de riqueza contextual y pertenencia étnica, en los modelos 5 a 7 (ver tabla 2.5) se exploran las hipótesis que tratan de explicar el vínculo entre desigualdad de ingreso y pobre salud. Tomando el modelo 4 como referencia, en el modelo 5 se introduce el *estatus de ansiedad*. La percepción de inseguridad y el haber sido víctima de comportamiento antisocial son significativos para explicar una pobre percepción de salud. Que un individuo perciba su entorno como inseguro aumenta su probabilidad de juzgar su estado de salud como malo (OR=1.6); sin embargo, contrario a lo que se esperaría el haber sido víctima de comportamiento antisocial presenta una relación negativa con juzgar el estado de salud como regular o malo. La inclusión de estas variables redujo el coeficiente del Gini y su significancia. Por lo cual se podría considerar que las variables del estatus de ansiedad dan cuenta parcialmente del efecto del Gini sobre la percepción del estado de salud, aunque este permanezca significativo.

La variable que representa el *capital social* fue incluida en el modelo 6. La mayor disponibilidad de espacios públicos reduce la probabilidad de juzgar el estado de salud como regular/malo (OR=0.99), después de controlar por características demográficas y socioeconómicas, lo cual estaría en la vía de la hipótesis de capital social. Adicionalmente, la inclusión de esta variable no solo reduce el parámetro para el coeficiente de Gini sino que además, lo hace no significativo; pero se vuelve significativo el efecto de la desigualdad sobre las regiones de PIB medio. Esto sugiere que la variable proxy de capital social da cuenta del efecto de la desigualdad de ingreso medida con el coeficiente de Gini, sobre la *salud auto-percibida* en las regiones de riqueza media.

Tabla 2.5: Estimación parte fija y aleatoria, modelo analítico multinivel de la percepción de estado de salud considerando hipótesis que vinculan *desigualdad de ingreso-salud*, (en logits)

VARIABLES	Modelos			
	4	5	6	7
Edad	0.0401*** (0.000947)	0.0406*** (0.000952)	0.0401*** (0.000947)	0.0401*** (0.000947)
Mujer	0.486*** (0.0291)	0.486*** (0.0292)	0.486*** (0.0291)	0.486*** (0.0291)
Casado	0.0523 (0.0300)	0.0496 (0.0301)	0.0538 (0.0300)	0.0543 (0.0300)
Preescolar	1.266*** (0.0769)	1.265*** (0.0772)	1.264*** (0.0769)	1.266*** (0.0769)
Primaria	1.102*** (0.0636)	1.095*** (0.0638)	1.098*** (0.0636)	1.101*** (0.0636)
Secundaria	0.649*** (0.0626)	0.639*** (0.0628)	0.646*** (0.0626)	0.649*** (0.0626)
Quintil II	-0.0353 (0.0433)	-0.0340 (0.0435)	-0.0347 (0.0434)	-0.0363 (0.0434)
Quintil III	-0.175*** (0.0456)	-0.182*** (0.0458)	-0.173*** (0.0457)	-0.177*** (0.0457)
Quintil IV	-0.361*** (0.0484)	-0.352*** (0.0488)	-0.355*** (0.0487)	-0.360*** (0.0488)
Quintil V	-0.787*** (0.0601)	-0.790*** (0.0616)	-0.807*** (0.0702)	-0.796*** (0.0665)
Trabaja	-0.164** (0.0764)	-0.148 (0.0769)	-0.165* (0.0764)	-0.162* (0.0764)
Indígena	0.0162 (0.0333)	-0.0299 (0.0318)	-0.0476 (0.0248)	-0.00489 (0.0151)
Alto PIB x GINI	-0.712 (0.510)	-0.283 (0.509)	-0.723 (0.401)	-0.0988 (0.228)
Medio PIB x GINI	-0.00647 (0.454)	-0.572 (0.420)	-1.109*** (0.376)	-0.648** (0.209)
GINI	6.907** (3.167)	6.237* (3.091)	0.854 (2.994)	5.431*** (1.609)
Comp. Antisocial		-0.262* (0.131)		
Inseguridad		0.464*** (0.0360)		
Espacio público			-0.00778** (0.00301)	
Gasto Educación				-0.0545*** (0.0119)
Constante	-5.408*** (1.648)	-4.727** (1.608)	-0.583 (1.928)	-3.917*** (0.857)
Parámetros de Efectos aleatorios				
<i>Varianza de nivel-2</i>				
var(δ_{0i})	0.0277119 (0.0160496)	0.0363972 (0.0228973)	0.0305129 (0.0192425)	0.012612 (0.0085454)
<i>Parámetros aleatorios</i>				
var(Quintil_V)	0.0025451 (0.0057473)	0.0039951 (0.0078673)	0.0116143 (0.0119462)	0.0090656 (0.0098714)
cov(Quintil_V, δ_{0i})	0.0083982 (0.0105752)	-0.012059 (0.0144491)	-0.018825 (0.0141771)	-0.010693 (0.0086193)
<i>Medidas de variación</i>				
AIC	29491.03	29329.69	29487.88	29480.76
BIC	29646.8	29501.86	29651.85	29644.74
Deviance	29453.025	29287.692	29447.879	29440.764
Observaciones	26,869	26,869	26,869	26,869

Fuente: Elaboración propia utilizando la ECV-2008. Nota: Individuos anidados en ocho regiones. No se incluye la región San Andrés y Providencia. Para las variables categóricas el grupo de referencia es 41 años, hombre, educación superior, quintil I, desempleado, bajo PIB per-cápita, no pertenecer a una comunidad indígena, haber sido víctima de comportamiento antisocial y sentirse inseguro en el lugar de residencia. *P<0.05, **P<0.01, ***P<0.001. Errores estándar entre paréntesis.

Por último, en el modelo 7 se explora la hipótesis *neo-materialista* mediante la inclusión del porcentaje de gasto en educación. En este caso mayor gasto público (en educación) reduce la probabilidad de percibir el estado de salud regular/malo (OR=0.94). Se reduce el impacto de la desigualdad, y el impacto específico de esta sobre las regiones con medio PIB per-cápita siguen siendo significativa. Lo cual, sería indicativo de que esta variable también controla por los efectos de la desigualdad. Aunque siguen siendo altamente significativos para explicar la percepción de salud de la población.

Los resultados de los modelos 5 a 7 en la tabla 2.5 sugieren que las hipótesis de estatus de ansiedad y capital social serían las más satisfactorias para explicar el efecto de la desigualdad de ingreso en los datos, frente a la hipótesis *neo-materialista*, en términos de alterar los coeficientes relacionados con el Gini. Y a partir de los estadísticos AIC y BIC se observa que el modelo 5, para el *estatus de ansiedad*, presenta el mejor ajuste para los datos frente al modelo 6 de *capital social* (igual a lo que sucedía para el caso del acceso).

6 Discusión y conclusiones

Este trabajo se planteo dos propósitos. El primero verificar que las condiciones económicas contextuales ejercen influencia sobre el acceso a salud y la *salud auto-percibida*, independiente del estatus socioeconómico en el que se ubique el individuo. Por lo que se buscaba diferenciar los efectos del ingreso del individuo de los efectos contextuales de la desigualdad de ingresos, sobre los fenómenos de acceso y *salud auto-percibida*. De los resultados, se mostro que si bien el estatus socioeconómico es un importante determinante del acceso y de la salud de la población a través de las regiones, permanecen diferencias significativas en el acceso a salud y salud, aún después de controlar por la riqueza individual; y aún permanecen las diferencias luego de controlar por nivel educativo y pertenencia étnica. Incluso, luego de controlar por la riqueza de las regiones medida por el nivel de PIB per-cápita, se observa que permanecen variaciones significativas en los niveles de acceso y salud a nivel contextual. Éstas solo desaparecen cuando se tiene en cuenta la medida de desigualdad de ingreso.

Y segundo, se busco explorar los mecanismos que operarían en el nivel de las regiones y que podrían ayudar a explicar la influencia que las condiciones económicas estructurales tienen sobre el acceso y la percepción de una pobre salud. Esto, tratando de aportar a la literatura que ha llamado la atención sobre el poco cuidado que se ha puesto en los trabajos empíricos por investigar las posibles explicaciones a los efectos contextuales (Macintyre & Ellaway, 2000).

Aquí se ha presentado un modelo exploratorio de los vínculos entre el estatus socioeconómico y la desigualdad de ingresos de las regiones con el acceso a salud y la *salud auto-percibida*, el cual se ha contrastado de manera sistemática. Las hipótesis abordadas, relacionadas con ingreso individual, *estatus de ansiedad*, *capital social* y *neo-materialista*, dejan evidencia que el vínculo entre pobre *salud auto-percibida* y el acceso a salud, con la desigualdad de ingreso, se podría dar vía estatus de ansiedad o capital social más que, por ingreso individual o perspectiva *neo-materialista* (aunque algunos autores consideran que la hipótesis de estatus de ansiedad se podrían solapar con la de capital social (Layte, 2011)). Al contrastar las hipótesis, los resultados del análisis multinivel fueron más concluyentes hacia estos vínculos en el modelo de salud percibida que en el de acceso. Lo cual podría indicar que si bien, los determinantes individuales y contextuales de salud y acceso son bastante similares, las explicaciones que vinculan un mejor estado de salud o un mayor acceso con la desigualdad de ingreso de las regiones, podrían ser diferentes. Lo cual podría constituirse en un interesante camino hacia nuevas investigaciones

centradas específicamente en los vínculos entre el acceso a salud y la desigualdad de ingreso de las regiones.

En el modelo de salud, las variables para contrastar la hipótesis de estatus de ansiedad reducen el coeficiente de índice de Gini en magnitud y significancia y mantienen no significativos los efectos cruzados entre éste y el PIB per-cápita. Aún cuando el nivel de ansiedad presenta un mejor grado de ajuste, es interesante observar que el modelo para la hipótesis de *capital social* aumenta la significancia del efecto de la desigualdad sobre las regiones de medio PIB per-cápita, mientras en la hipótesis de *estatus de ansiedad* estos efectos dejan de ser significativos. Esto podría sugerir que los mecanismos a través de los que la desigualdad de ingresos influye en la percepción del estado de salud de la población varía dependiendo de la riqueza de las regiones.

Entre las principales limitaciones del estudio se puede señalar en primer lugar, que si bien este estudio se encuentra en la denominada tercera fase de la investigación entre *desigualdad de ingreso-salud* por Wagstaff y van Doorslaer, dado que utiliza información de individuos; la agregación de la encuesta no hace posible definir áreas geográficas menores a la regional, en la parte contextual. Con lo cual se hubiese podido verificar si el vínculo *desigualdad de ingreso-salud* permanece a nivel de ciudades o barrios. En segundo lugar, es importante notar que los individuos no se localizan aleatoriamente en las diferentes regiones. Hay un inevitable elemento de auto-selección por parte de los individuos en términos de dónde ellos seleccionan vivir, no obstante es improbable poder corregir de manera completa y satisfactoria por este tipo de situaciones.

El estudio estuvo limitado en cuanto a las variables utilizadas para medir capital social y la hipótesis *neo-materialista*. Se enfoca sólo en un indicador para cada una de estas hipótesis, posiblemente y como se observa en la literatura para países desarrollados podría haber variables más representativas para aproximar estas hipótesis, pero en este caso la decisión estuvo restringida principalmente por la ausencia de información para todas las regiones de la muestra.

La investigación se ha centrado en la utilización de la modelación multinivel para describir la existencia de factores contextuales que expliquen el acceso a los servicios de salud así como la percepción de un pobre estado de salud. De esta forma, el proceso de inclusión de variables de control busco afinar la descripción de la relación entre las características socio-demográficas y el estatus socioeconómico individual con variables a nivel de contexto, minimizando los problemas de sesgo de variable omitida y de endogeneidad. Con lo que la investigación empírica sobre si las relaciones encontradas son o no causales no hacen parte del alcance de esta investigación. No obstante, una característica importante de la modelación multinivel es que al incluir los dos tipos de residuos en la estimación de efectos aleatorios, se controla en parte el problema de endogeneidad mediante el control estadístico de los efectos de los factores no observables que influyen en los individuos y las regiones así como en los resultados. Adicionalmente, se realizó test de Hausman para verificar la ausencia de endogeneidad de nivel II, y se rechazó la hipótesis de que algunas características no observables de las regiones que se relegan al término de error estuvieran correlacionadas con características observables del individuo (Grilli & Rampichini, 2006).⁴⁵

⁴⁵ El test de Hausman es desarrollado con el fin de comparar el modelo de efectos fijos, conteniendo solamente características individuales, con el modelo de efectos aleatorios conteniendo características individuales y regionales. En este caso, la hipótesis nula es que los efectos aleatorios no están correlacionados con ninguna de las variables observables del individuo. Si la hipótesis nula es correcta, entonces la estimación de los coeficientes es consistente y eficiente. El resultado del test de Hausman para detectar endogeneidad de nivel II $\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0.9$, rechaza los efectos fijos a favor de los efectos aleatorios, y por tanto se puede considerar que los coeficientes estimados son consistentes.

Aun considerando estas limitantes, los resultados de este trabajo están en la línea de la literatura reciente que trata de aproximar los mecanismos que subyacen a la relación *desigualdad de ingreso-salud*, y sobre todo se constituye en el primero para Colombia que intenta aproximar esta relación. Como se mostró en la revisión de literatura, el amplio conocimiento sobre esta relación ha sido documentado para países desarrollados (Estados Unidos, Inglaterra y la Unión Europea), mientras en los países en vías de desarrollo, como Colombia, se ha dado por hecho que deberían operar en mayor nivel los factores relacionados solo con el ingreso individual.

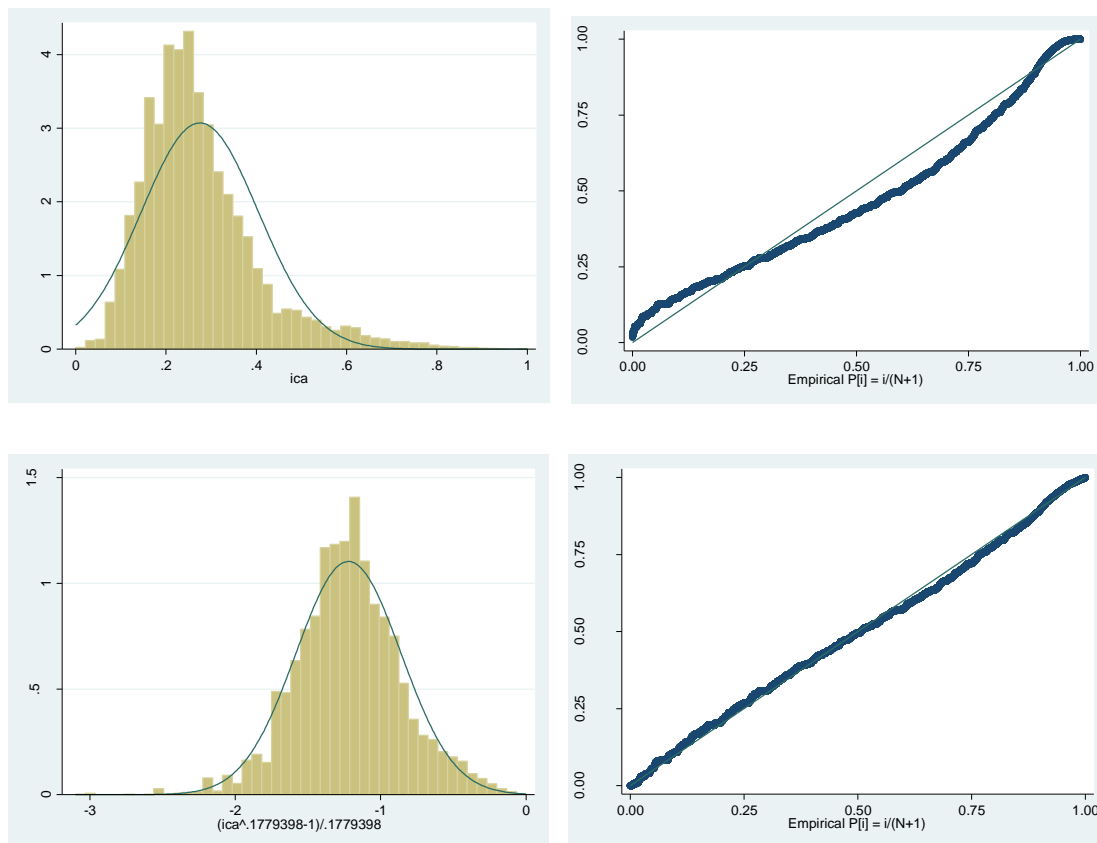
Para futuras investigaciones sería importante tratar de replicar estos análisis para unidades de agregación menores al contexto de la región, así como posibles esquemas de panel de datos que permitan evaluar tendencias temporales en las relaciones aquí identificadas. La riqueza de un modelo longitudinal permitiría no solo verificar la tendencia en la relación *ingreso individual-desigualdad de ingresos-salud*, sino también explorar de manera precisa los posibles mecanismos causales que median aquella relación.

Finalmente, en términos de la política pública se observa que, como suele ser la recomendación en las economías en vías de desarrollo el único mecanismo para impactar la salud de la población no es el gasto público, o las transferencias directas de ingreso. Subyacente a las características de las regiones, se encuentra una condición de desigualdad que también impacta las condiciones de acceso y la auto-percepción de la salud, que deberá ser igualmente atacada con la intervención del estado. Como lo señala el informe del PNUD (2010) sobre desarrollo humano para América Latina, es posible romper la tendencia de la desigualdad, pero para lograrlo es necesario actuar tanto a nivel de los hogares, como en el contexto inmediato en el que esos se desenvuelven, y en el sistema de redistribución y regulación por parte del Estado.

En este sentido, siguiendo a Sen (2005b) implica que las acciones públicas deben llegar a las personas, hogares y comunidades para quienes son diseñadas. Para que sean eficaces, estas intervenciones deben atacar el conjunto de *restricciones operativas* identificadas. Y deben ser consistentes e incidir sobre las aspiraciones, objetivos y autonomía de los beneficiarios, promoviendo que estos se conviertan en sujetos y no en receptores pasivos de las políticas de desarrollo.

ANEXOS

Anexo 2.1. Distribución del Indicador compuesto de acceso –ICA- antes y después de la transformación Box-Cox



Anexo 2.2. Construcción del indicador de Estatus Socioeconómico

El estatus socioeconómico implica muchas dimensiones: educación y ocupación de los miembros de la familia, su acceso a bienes y servicios, y el bienestar de las familias como una medida de la accesibilidad a bienes y servicios. A menudo, medidas numéricas de bienestar tales como el ingreso de las familias o el consumo no están disponibles o no son creíbles, especialmente en economías donde una gran fracción de las actividades económicas son llevadas a cabo por fuera del mercado. En tales situaciones, los investigadores han trabajado en otras medidas proxy para la riqueza y/o consumo y usan estas para derivar un índice de bienestar para las familias.

Tales proxy deben ser tan fáciles de observar como el ingreso, por lo que la posesión de bienes durables y las condiciones de vida suelen ser usadas a menudo como estas proxy. Los encuestados pueden simplemente observar y registrar su estatus o responder a preguntas tan simples como “tiene usted televisor?” o “¿Cuál es la fuente de agua en su casa?.” Luego de observar estas medidas proxy, es necesario aplicar algún método de agregación de esas medidas. El método más popular es asignar coeficientes, o pesos, a aquellas variables observadas, y sumar esos pesos; y la forma más ampliamente utilizada es la técnica multivariada de componentes principales.

En el cálculo del indicador de estatus socioeconómico –ESE– para este estudio se sigue la propuesta metodológica de Kolenikov y Angeles (2009), en la cual se superan las limitaciones del

método de Filmer-Pritchett para manejar variables de tipo discreto, y se propone la construcción del indicador de ESE mediante el cálculo de la matriz de correlaciones policóricas como insumo para el cálculo de los componentes principales. Tal como se predice teóricamente, el indicador de ESE construido de esta forma suele estar representado por el primer componente principal.

Variables que componen el indicador de Estatus Socioeconómico –ESE–			
Variable		Mean	Std. Dev.
Características de la vivienda			
Fuente de agua		4.520401	0.9697479
Fuente interior	Acueducto público		
Fuente exterior	Pila publica		
	Pozo con bomba		
	Pozo sin bomba		
Rio/Quebrada	Rio quebrada		
Agua lluvia	Agua lluvia		
Carro tanque	Carro-tanque		
	Aguatero		
Agua embotellada	Agua embotellada		
Inodoro		4.258112	1.146419
Inodoro con conexión	Inodoro conectado a alcantarillado		
	Inodoro conectado a pozo séptico		
Inodoro tradicional	Letrina/Inodoro sin conexión		
	Bajamar		
Sin inodoro	No tiene servicio sanitario		
Material de piso		3.140548	0.9062051
Tierra/arena	Tierra arena		
Madera	Madera burda, tabla, tablón		
Cemento	Cemento/ gravilla		
Otros	Alfombra		
	Madera pulida y parque		
	Mármol		
	Baldosa, vinilo, tableta ladrillo		
Material de paredes		2.71752	0.5520966
Natural	Guadua, caña, esterilla u otro material		
	Bahareque sin revocar		
	Adobe		
	Bahareque revocado		
Rudimentario	Madera burda, tabla, tablón		
	Zinc, tela, carbón, latas		
Material prefabricado	Bloque/ladrillo/madera pulida		
	Material prefabricado		
	Sin paredes		
Tipo de propiedad		1.56548	0.4957
Propia	Propia		
Rentado	Arriendo o subarriendo		

Otras características de la vivienda		
Tiene electricidad	0.9571213	0.2025861
Baño compartido		
Hacinamiento	0.060994	0.2393223
Ducha		
Recolección de basura	0.6557349	0.4751339
Posesión de bienes durables		
Motocicleta		
Televisión	0.8725749	0.3334526
Nevera	0.7048662	0.4561085
Motocicleta	0.1696612	0.3753395
Carro	0.0965573	0.2953577
Teléfono	0.3219237	0.4672197
Teléfono móvil	0.8412871	0.3654127
Calentador	0.1177372	0.3223007
VHS	0.0442379	0.2056259
DVD	0.4137607	0.4925127
Equipo de sonido	0.4530065	0.4977929
Computador	0.1685985	0.3744015
Aspiradora	0.0391469	0.1939467
Aire acondicionado	0.0159899	0.1254377
Ventilador	0.2770679	0.4475559
TV cable	0.4000939	0.4899232
Internet	0.081556	0.2736904
Lavadora	0.3241727	0.4680707
Licuadora	0.7378593	0.4398042
Estufa	0.7534043	0.4310346
Horno	0.1660282	0.3721106
Microondas	0.0905271	0.2869391

Valores propios de los componentes principales policóricos para el indicador de Estatus Socioeconómico –ESE–

k	Valor propio	Proporción explicada	Acumulado
1	12.299056	0.491962	0.491962
2	1.92996	0.077198	0.569161
3	1.565362	0.062614	0.631775
4	1.13965	0.045586	0.677361
5	1.028135	0.041125	0.718487
6	0.915225	0.036609	0.755096
7	0.747172	0.029887	0.784982
8	0.60511	0.024204	0.809187
9	0.55522	0.022209	0.831396
10	0.532343	0.021294	0.852689
11	0.503003	0.02012	0.872809

12	0.471612	0.018864	0.891674
13	0.408625	0.016345	0.908019
14	0.382946	0.015318	0.923337
15	0.362891	0.014516	0.937852
16	0.338186	0.013527	0.95138
17	0.264428	0.010577	0.961957
18	0.26241	0.010496	0.972453
19	0.234346	0.009374	0.981827
20	0.19619	0.007848	0.989675
21	0.186147	0.007446	0.997121
22	0.110567	0.004423	1.001543
23	0.064176	0.002567	1.00411
24	0.01123	0.000449	1.00456
25	-0.113989	-0.00456	1

Indicador de ESE y distribución por Quintiles

Variable	Media	Std. Dev.	Min	Max
ESE	-0.0001089	1.804003	-4.566136	4.548284

ESE x Quintiles	Porcentaje	Cum.
Quintil I	20.01	20.01
Quintil 2	20	40.01
Quintil 3	20.02	60.03
Quintil 4	19.98	80
Quintil 5	20	100

Anexo 2.3. Matriz de correlación de Spearman para las variables de análisis

	ICA	Salud auto-percibida regular/mala	Mujer	Edad	Preescolar	Primaria	Secundaria	Superior	Casado	Soltero	Trabaja	Quintil I	Quintil II	Quintil III	Quintil IV	Quintil V	Comp. Antisocial	Inseguridad	GINI	Tasa homicidio	Indígena	Espacio público	Gasto Educación	PIB_pcta
ICA	1																							
Salud auto-percibida regular/mala	0.0873*	1																						
Mujer	0.1174*	0.0894*	1																					
Edad	0.1165*	0.3125*	0.0189*	1																				
Preescolar	-0.0600*	0.1552*	0.0079	0.2265*	1																			
Primaria	-0.0910*	0.1807*	-0.0341*	0.1835*	-0.2903*	1																		
Secundaria	0.0502*	-0.1744*	0.0132*	-0.3070*	-0.2375*	-0.6427*	1																	
Superior	0.1207*	-0.1631*	0.0257*	-0.0376*	-0.1201*	-0.3251*	-0.2660*	1																
Casado	0.0213*	0.0210*	-0.0668*	0.1344*	-0.0372*	0.0775*	-0.0468*	-0.0162*	1															
Soltero	-0.0213*	-0.0210*	0.0668*	-0.1344*	0.0372*	-0.0775*	0.0468*	0.0162*	-1	1														
Trabaja	0.0303*	0.0346*	0.0944*	0.1146*	0.0234*	0.0522*	-0.0623*	-0.01	0.0957*	-0.0957*	1													
Quintil I	-0.1903*	0.0915*	-0.0481*	-0.0467*	0.1856*	0.1927*	-0.1974*	-0.1755*	0.0202*	-0.0202*	0.0201*	1												
Quintil II	-0.1025*	0.0680*	-0.0174*	-0.0241*	0.0478*	0.1255*	-0.0620*	-0.1453*	0.0077	-0.0077	0.0042	-0.2503*	1											
Quintil III	-0.0118	0.0133*	0.0071	-0.0309*	-0.0223*	0.0137*	0.0600*	-0.0890*	-0.0175*	0.0175*	-0.0252*	-0.2479*	-0.2494*	1										
Quintil IV	0.0902*	-0.0409*	0.0243*	0.003	-0.0794*	-0.0913*	0.1332*	0.0171*	-0.0261*	0.0261*	-0.0169*	-0.2531*	-0.2546*	-0.2521*	1									
Quintil V	0.2147*	-0.1322*	0.0342*	0.0992*	-0.1318*	-0.2412*	0.0656*	0.3945*	0.0159*	-0.0159*	0.0180*	-0.2470*	-0.2485*	-0.2460*	-0.2512*	1								
Comp. Antisocial	0.0169*	-0.0081	-0.0033	-0.0054	0.011	-0.0108	0.0063	-0.0027	-0.0081	0.0081	-0.0106	-0.0047	-0.0018	0.0075	0.0022	-0.0032	1							
Inseguridad	0.0577*	0.0620*	0.0057	-0.0210*	-0.0189*	-0.0181*	0.0223*	0.0123*	0.0027	-0.0027	-0.0248*	-0.0160*	-0.0204*	0.0144*	-0.0076	0.0298*	0.0896*	1						
GINI	-0.0409*	0.0581*	0.0024	-0.0394*	0.0469*	0.0136*	-0.0295*	-0.0204*	-0.0108	0.0108	-0.0068	0.1494*	0.0405*	-0.0434*	-0.0852*	-0.0611*	0.0136*	0.0527*	1					
Tasa homicidio	0.0804*	-0.0084	0.0003	0.0253*	-0.0345*	0.0544*	0.0106	-0.0675*	-0.0166*	0.0166*	-0.0001	-0.1081*	-0.0086	0.0658*	0.0669*	-0.0165*	-0.0003	-0.1028*	-0.4522*	1				
Indígena	-0.2565*	0.0640*	0.000	-0.0473*	0.0577*	0.0257*	-0.0313*	-0.0462*	-0.0027	0.0027	-0.0079	0.1715*	0.0709*	-0.0169*	-0.0856*	-0.1399*	0.0098	0.0207*	0.8617*	-0.3023*	1			
Espacio público	-0.0247*	-0.0557*	-0.0098	0.0200*	0.0057	0.0048	0.0043	-0.0189*	0.0277*	-0.0277*	0.0132*	-0.0614*	0.0183*	0.0387*	0.0261*	-0.0220*	-0.0167*	-0.0937*	-0.7322*	0.3314*	-0.6203*	1		
Gasto Educación	-0.0529*	-0.0225*	-0.0185*	-0.0049	0.0898*	0.0113	-0.0395*	-0.0415*	0.0475*	-0.0475*	0.0296*	0.1339*	0.0768*	-0.0290*	-0.0755*	-0.1063*	-0.0095	-0.0703*	-0.0169*	-0.4370*	-0.0776*	0.4770*	1	
PIB_pcapita	0.3737*	-0.0837*	0.0056	0.0393*	-0.0428*	-0.0879*	0.0554*	0.0927*	-0.0029	0.0029	-0.005	-0.1789*	-0.1050*	-0.0102	0.0109*	0.1923*	-0.0003	0.0328*	-0.6239*	0.0740*	-0.8085*	0.2160*	-0.0585*	1

Nota: *P<0.05