

**Percepción de salud y una aproximación al verdadero estado de salud: Diferencias
regionales en Colombia**

Francisco Alberto Ascanio Castro

Tutora

PhD. Sandra Milena Rodríguez Acosta

Trabajo de investigación para optar al título de Magister en Economía

Universidad del Norte
Departamento de Economía
Maestría en Economía
Barranquilla

2019

PERCEPCIÓN DE SALUD Y UNA APROXIMACIÓN AL VERDADERO ESTADO
DE SALUD: DIFERENCIAS REGIONALES EN COLOMBIA

Resumen

La percepción de salud es una forma muy útil de aproximar la salud individual, es una forma fácil en su cálculo y muy común en varias encuestas socioeconómicas. El problema radica en la dificultad de medir y comparar entre diferente grupo que parecieran usar sistemáticamente puntos de referencia distintos influenciados por la región de residencia, el nivel educativo, género o la edad. En este marco, esta investigación plantea dos objetivos, el primero es evaluar si el reporte heterogéneo afecta la percepción de salud en Colombia; y el segundo, es indagar que factores causan el reporte heterogéneo en la percepción de salud y especialmente si está correlacionada con las regiones en donde viven los encuestados. Se usa información de 67.095 personas de nueve regiones de estudio reportados en la encuesta de calidad de vida (ECV) 2016 para estimar un modelo probit ordenado generalizado. La evidencia indica que existen factores observables incluyendo algunas regiones de residencia de los encuestados que parecen explicar la heterogeneidad en el reporte de percepción de salud.

Palabras clave: Diferencias regionales, salud auto-percibida, reporte de heterogeneidad, probit ordenado generalizado, encuesta de calidad de vida.

Clasificación JEL: C21; C44; I10

1. Introducción

Esta investigación explora si la percepción de salud captura las diferencias regionales en salud en Colombia o por el contrario existen regiones más propensas a reportar un peor estado de salud que otras, incluso con el mismo nivel de salud. Para esto se plantea dos objetivos, el primero es evaluar si la heterogeneidad entre las personas, aproximada con un grupo de variables particulares, afecta el reporte de la percepción de salud y el segundo, es indagar sobre qué factores causan el reporte heterogéneo en la percepción de salud y si esta heterogeneidad está correlacionada con las regiones en donde viven los encuestados; Se toma como base la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) 2016 para Colombia que es representativa a nivel regional.

Los datos auto-reportados son un insumo esencial para el trabajo empírico, el problema radica en la dificultad de medir y comparar entre diferentes grupos que parecieran usar sistemáticamente puntos de referencias distintos. Si una medida subjetiva como la percepción en salud, que se le considera una fuente confiable del estado de salud y un buen predictor de mortalidad (Idler & Benyamini, 1997; Burstrom & Fredlund, 2001; Frankenberg & Jones, 2004; Maruta *et al.*, 2006) varía sistemáticamente, esto podría llevar a un sesgo en las estimaciones, especialmente cuando la medida del error esta correlacionada con variables exógenas como la región donde reside el encuestado.

Un problema común en las encuestas es que las personas pueden no estar revelando su *verdadero* tipo o pueden usar diferentes criterios/escalas cuando evalúan temas subjetivos, esto último puede estar influido por geografía, edad, género, educación, desempleo, experiencia previa con el sistema de salud y otros comportamientos idiosincrático del individuo o grupo. Es decir, personas con el mismo nivel de salud pueden percibir su salud

diferente (por ende, tener un patrón de reporte diferente) y esto, como se mencionó antes, depende del grupo de referencia con el cual se está comparando el mismo. El reporte sistemático de la medida del error o heterogeneidad puede llevar a estimaciones sesgada, y sus conclusiones no serían precisas.

La percepción de salud es una forma muy útil de conocer la salud individual, permite capturar la interpretación que cada persona tiene de su propia salud, es una forma fácil y muy común en varias encuestas socioeconómicas; intuitivamente se puede pensar en formas más objetivas de medir el estado verdadero de salud, pero en muchos casos es difícil de validar o prácticamente imposible principalmente en países en vía de desarrollo.

Los errores sistemáticos (o heterogeneidad) en la medición de la percepción de salud pueden modificar las comparaciones a través de los individuos o grupos, haciendo que la escala para responder difiera sistemáticamente. Esto es recurrente para el caso de la percepción de salud donde diferentes grupos de encuestados pueden no percibir la escala de autoevaluación como absoluta, por ende, no permitiendo la comparación de forma directa. Esto puede pasar cuando los encuestados interpretan la misma pregunta en diferente forma, usan diferentes puntos de referencias o varían su reporte sujeto a variables exógenas. Como consecuencia, individuos con el mismo nivel de salud pueden reportar diferente estado de salud; para hacer esto comparable se deben “ajustar las escalas”, y una forma de hacerlo es a través de una variable más objetiva.

Para ilustrar, la figura 1 muestra un caso hipotético de la percepción de salud entre Bogotá (la región más rica de Colombia) y dos regiones periférica (región Caribe y Pacífica). Esto representa la principal idea de este trabajo: los encuestados pueden tener diferente escala de referencia para la misma variable, lo que impide la comparación directa. Suponga que existe

una variable *latente* de salud que mide la salud objetiva (la primera columna a la izquierda); ahora imagine que a los encuestados se le preguntan: “¿en general como considera Uds. su estado de salud?, con respuestas: Muy bien (MB), bien (B), regular (R) y malo (M). Las columnas restantes representan cómo están distribuidas las categorías de respuestas para Bogotá, la región Caribe y la región Pacífica, respectivamente. Por último, suponga que la distribución de Bogotá está más acorde con la distribución verdadera de la variable latente de salud, entonces se puede observar cómo la Región Caribe es más propensa a reportar un peor estado de salud comparado con Bogotá, pero al mismo tiempo tiende a reportar un mejor estado de salud que la Región Pacífica; ambas regiones (Caribe y Pacífica) muestran una subvaloración de su estado de salud comparado con la variable *latente* de salud y con Bogotá.

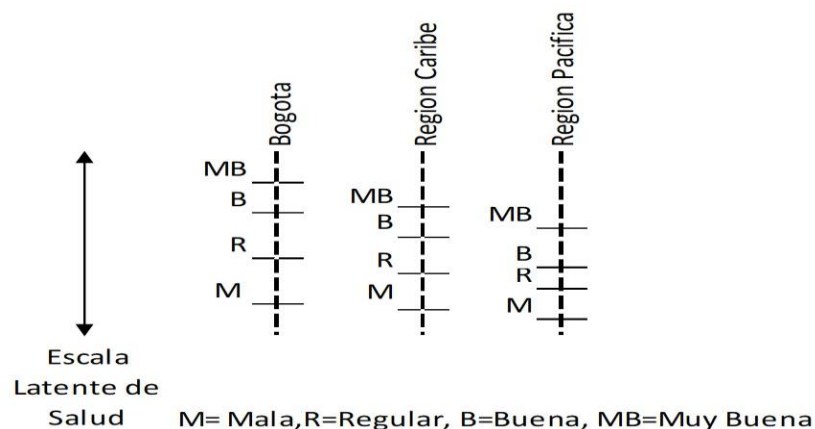


Figura 1. Basado en Murray et al. (2002)

Siguiendo a Linderboom & Doorslaer (2004), la existencia de heterogeneidad puede causar un cambio en la media y en la forma de la distribución de la percepción de salud, en el primer caso nos referimos a un cambio por *punto de corte*, esto implica que los umbrales son afectados de manera diferente por el comportamiento de cada persona, llevando a

cambios de la posición relativa de los umbrales (entiéndase como umbrales, el valor límite que debe tener un encuestado para pertenecer a una categoría de respuesta sobre su percepción de salud). Mientras que el segundo caso hace referencia a los *cambios de índice* y se refiere a cuando la distribución de la percepción de salud cambia completamente a una dirección pero su forma no cambia, es decir, la diferencia entre cada nivel de umbral se mantiene constante; esto causa que un incremento en la variable independiente lleve a cambios paralelos en la función de distribución, pero la pendiente se mantiene igual.

En esta investigación se propone una medida de salud (en un estado más amplio la salud abarca aspectos tanto físicos como mentales, pero dada la limitación de la base de datos solo es posible aproximarse al estado de salud físico) que permita ajustar la escala de referencia y nos indique las desviaciones entre la salud verdadera y la percepción. En la discusión sobre qué medida objetiva de salud es mejor Pfarr et al. (2012) afirma: *“puede estar basada en el diagnóstico de enfermedades por un médico u otros factores que sean menos susceptible a la percepción individual”* (P.2). Se construye un índice que es menos susceptible a variaciones subjetivas por el encuestado y es la mejor medida disponible que sirve como proxy dentro de la encuesta. En la literatura analizada es un patrón común la falta de una medida que se considere que captura perfectamente el estado de salud, Linderboom & Doorslaer (2004) hacen un acercamiento bastante bueno a una medida objetiva de salud usando *the McMaster Health Utility Index Mark 3*, su desventaja gira en torno al alto volumen de datos que se necesita del encuestado, disponibilidad que puede variar entre países limitando las comparaciones y su aplicación.

En el contexto colombiano se explota una característica importante del sistema de salud, a saber, la casi universal cobertura de la población a uno de los dos regímenes de

aseguramiento: contributivo y subsidiado, con una cobertura del 95,66% para diciembre del 2016 (Ministerio de Salud y Protección Social, 2019). Un supuesto subyacente de nuestro análisis es que tomamos la cobertura del aseguramiento al sistema de salud como una aproximación al acceso a los servicios médicos para toda la población (Cespedes, y otros, 2000). Para el caso del sistema de salud Colombiano, a diferencia de otros países, los dos regímenes de aseguramiento (contributivo y subsidiado) se pueden considerar como equivalentes, en la práctica, dado que los usuarios gozan los mismo beneficios y el aseguramiento es integral, lo que permite que el gasto de bolsillo sea relativamente bajo para los usuarios (Ministerio de salud y protección social, 2013; Perez-Valbuena & Silva-Ureña, 2015), Colombia además cuenta con el tercer gasto de bolsillo más bajo de la región (WHO, 2019). Esto nos permite evitar cualquier tipo de sesgo resultante al acceso de los servicios de salud limitado por la riqueza del encuestado.

A conocimiento del autor, este trabajo es el primero que considera la percepción de salud en Colombia como una medida heterogénea y por lo tanto no comparable directamente. Contribuye en la construcción de la literatura de sesgos regionales en salud y con un primer acercamiento a una medida objetiva de salud dada las limitaciones de datos de la Encuesta de Calidad de Vida 2016.

Este artículo está organizado, de la siguiente forma: la primera sección corresponde la introducción ya presentada. La sección 2 presenta la revisión de literatura. La sección 3 describe los datos. La metodología es tratada en la sección 4. Los resultados de la estimación son presentados y discutido en la sección 5 y finalmente las conclusiones en la sección 6.

2. Revisión de la literatura

De la revisión de literatura sobre medición de la percepción de salud se extrae una diversidad de denominaciones que recibe la diferencia en las escalas de respuesta de los encuestados. Entre las diferentes denominaciones que se identifican para las escalas se encuentran: “Measurement error” (Butler et al., 1987); “state dependent reporting errors” (Kerkhofs & Lindeboom, 1995); “scale of reference bias” (Groot, 2000); “differences in response category cut-points” (Murray, 2002); “differential item functioning” (King et al., 2004); “reporting heterogeneity bias” (Lindeboom & Van Doorslaer, 2004); “scale differences” (Kapteyn et al., 2007); “reporting heterogeneity” (Schneider et al., 2012); “Differences in response scales” (Mu, 2014); “justification bias” (Black et al., 2017). En esencia es el mismo problema que no permite la comparación de la percepción de salud entre grupos que usan diferente nivel de referencia incluso teniendo el mismo nivel de salud.

La literatura previa se puede clasificar en tres grandes grupos, el primer grupo son los estudios que se enfoca en los reportes de heterogeneidad de la percepción de salud y la relación con características sociodemográficas como el estatus laboral, decisión de retiro, ingreso, género, edad de los encuestado, entre otras variables socioeconómica. El grupo dos, son aquellas investigaciones que contribuyen a ampliar la literatura sobre la existencia y medición de los sesgos en la percepción de salud; y el tercer grupo se centra en la revisión y obstáculos en la comparación de la percepción de salud entre distintas poblaciones.

En el primer grupo, Butler *et al.* (1987), examinan la relación entre dos medidas para el caso de la artritis (una de auto-reporte y la otra una simulación clínica más objetiva). Si bien encuentran que ambas tienen una alta correlación y en general es una medida válida del estado de salud actual, también encuentran que el estatus de trabajo tiene efectos

significativos en la medida del error, es decir, quienes no trabajan tienden a reportar una mala salud.

Kerkhofs & Lindeboom (1995), usa un modelo Probit ordenado para estudiar la relación entre reportar un error en la percepción de salud y el estatus laboral. Encuentran que las personas que reciben subsidio por discapacidad tienden a reportar errores más grandes y sistemático. Ettner (1996), estima el impacto estructural de los ingresos sobre una batería de medidas de salud, aplicada sobre datos de corte transversal y usando una estimación de variables instrumentales en dos etapas, encuentran una fuerte asociación positiva entre el ingreso y la percepción de salud.

Gil-Lacruz & Gil-Lacruz (2010), analiza la relación entre la percepción de salud de los hombres y mujeres y la demanda por servicio de salud en una comunidad de España caracterizada por las variaciones social y económica. Encuentran marcada diferencia para los resultados de los hombres y las mujeres, y muestran que la percepción de las mujeres sobre su propia salud es peor que la de los hombres, y que además las mujeres son más propensas a usar los servicios de salud que los hombres. Schneider et al. (2012), usando un modelo Probit ordenado generalizado con efectos aleatorios, detectan cómo los determinantes socioeconómicos y experiencias previas en salud influyen en la valoración de la percepción de salud. Encuentran fuerte evidencia de cambio en los umbrales de referencia entre la población, especialmente una variación marcada entre los hombres y las mujeres.

En el segundo grupo, Zimer et al. (2000), aplicando un modelo Probit ordenado y usando datos de tres países asiáticos (Filipinas, Taiwán y Tailandia) examinan si los niveles de percepción de salud son equivalentes antes y después de controlar por una medida más objetiva de salud. Encuentran diferencias en la distribución de edad, sexo y otras variables

que no explican completamente las variaciones en la percepción de salud en los países. Este efecto residual implica que individuos que tienen los mismos problemas de salud, edad, género, zona de residencia (urbana o rural), educación, ingreso y estatus laboral reportan su salud diferente. Además, exploran si los determinantes de la percepción de salud son similares a través de la muestra y si hay distintos efectos por países, encuentran que los determinantes de la percepción de salud son relativamente similares en los tres países; la probabilidad general de reportar un estado de salud favorable permanece diferenciado incluso cuando se controla por una serie amplia de determinantes, por ejemplo, la probabilidad de reportar un estado favorable de percepción de salud es menor en Filipinas que en Taiwán o Tailandia, pero entre estos dos últimos las diferencias son relativamente pequeñas. Los resultados sugieren que las variaciones culturales en la interpretación de su propia salud entre países podría ser un factor determinante.

Lindeboom & Van Doorslaer (2004), son los primeros en formalizar y proponer un test para el problema de la heterogeneidad que además permite distinguir entre cambios de *punto de corte* y *cambios de índice*. A través de los datos de la encuesta nacional de salud de la población canadiense estudian la relación de la percepción de salud y una medida más objetiva de salud (índice de utilidad de salud marca 3 –HUI3-) y encuentran clara evidencia para ambos tipos de efectos por edad y género, pero no por ingresos, educación o idiomas, es decir, dadas las similares medidas de salud objetiva, las mujeres y los ancianos están más inclinados a reportar su salud como buena. Lo anterior sugiere que ese subgrupo de la población puede estar usando sistemáticamente diferente referencia para clasificar su salud, en una medida de salud, incluso si tienen el mismo nivel de salud.

Contoyannis *et al.* (2004), analiza la dinámica de percepción de salud individual a través de 8 cortes de la encuesta de panel de hogares británico. Metodológicamente usan un modelo Probit ordenado de panel dinámico y encuentran que la percepción de salud tiene un cambio en la escala de referencia y presenta una heterogeneidad permanente inobservada de alrededor del 30% de la variación inexplicable en salud.

Mu (2014), por su parte, examina las diferencias en la percepción de salud en los adultos mayores entre una provincia rica y una pobre en China, Zhejiang y Gansu. Estima un modelo Probit jerárquico, aplica un método de viñetas para diferenciar las escalas de respuestas individuales y examina las diferencias en la percepción de salud entre las dos provincia. La evidencia señala que existe heterogeneidad en los reportes de percepción de salud en las dos provincias, es decir, los ancianos en las dos provincias parecen usar diferentes criterios cuando evalúan su salud. Las disparidades regionales en salud son subestimadas si las diferencias en la escala de respuestas no son tenidas en cuenta.

Molina (2016), usa un modelo Probit ordenado jerárquico con enfoque de anclaje de viñetas para 4 países (Indonesia, Estados Unidos, Inglaterra y China) estudian en qué medida las diferencias en la percepción de salud a través de género y educación se puede explicar por el uso de diferentes umbrales de respuesta. Como principal conclusión se obtiene que la brecha de género se reduce al ajustar las escalas de referencia, menos significativa en Indonesia y en Estados Unidos pero en Inglaterra y China se eliminan completamente las brechas de género. La autora sugiere que esta eliminación total (o al menos la reducción) de la brecha de género, después de ajustar las escalas, ofrece una explicación parcial a unos de los problemas en la literatura de la percepción de salud, la paradoja de género: que las mujeres reportan peor percepción de salud que los hombres a pesar que tienen una mortalidad menor.

Finalmente, en el tercer grupo de literatura Murray *et al.* (2001) hace una revisión del problema de comparabilidad de los resultados de las encuestas y en Murray *et al.* (2002) analiza la comparabilidad en las medidas de monitoreo y evaluación de la política de salud. Los dos trabajos son bastante homogéneos al hacer una revisión del problema de comparar entre poblaciones y en ambos se proponen nuevas estrategias para mejorar la comparabilidad entre las poblaciones. Como primera estrategia proponen establecer una escala más objetiva, que permita comparar a través de los individuos y/o población, de forma que pueda ser usada para establecer los cambios de los umbrales entre la medida objetiva y la de percepción de salud, por ejemplo, usar una medida clínica. Como segunda estrategia, proponen obtener una respuesta categórica para los diferentes grupos usando un nivel fijo de la variable latente; el nivel fijo captura la variación en la respuesta dada por el encuestado y permite diferenciar los cambios de umbrales, en la práctica esto se puede hacer a través de las preguntas tipo viñetas en las encuestas; este tipo de preguntas no piden que el encuestado evalúe su salud, sino que son unos casos hipotéticos donde se le pide valorar la salud de una persona hipotética; las condiciones que describen a la persona hipotética son constante a través de las encuestas.

La diversidad de obstáculos para comparar la percepción de salud entre diferentes poblaciones es tan variada que encontramos estudios como Crossley & Kennedy (2002) que sugieren que es necesario considerar el orden de la pregunta de percepción de salud cuando se comparan los resultados de diferentes encuestas. Siguiendo esta línea de investigación Bowling & Windsor (2008), analiza la sensibilidad de la posición de la pregunta de percepción de salud en los cuestionarios y recomiendan que debe estar al inicio del

cuestionario para minimizar sesgos ya que puede ser influenciada por preguntas sobre salud y enfermedad si se coloca al final, a pesar que el efecto encontrado fue pequeño.

Una fuente interesante de sesgo es examinada por Clarke & Ryan (2006) quienes muestran cómo se afecta la evaluación que los encuestados tienen de su percepción de salud, si se cambia la forma de preguntar de una forma escrita a una verbal. Encuentran que los encuestados son menos propensos a elegir las categorías extremas en los cuestionarios escritos en comparación a las entrevistas personales. En esta línea Lee & Grant (2009), validan cómo el orden en que se presenta la pregunta de percepción de salud en los cuestionarios es consistente en un contexto multilingüístico; encuentran, por ejemplo, que si la pregunta de percepción de salud antecede a preguntas específicas de salud, esto conduce a grandes diferencias en el estatus de salud entre hispanoparlantes y los de habla inglesa en la comunidad de California.

Jürges (2007), señala que otra fuente de sesgo es debido a la interpretación del lenguaje y su connotación, marcado principalmente en países con diferentes culturas e idiomas donde las categorías de percepción pueden no tener el mismo significado para todos los encuestados. Por último, Jürges *et al.* (2008), describe como otro obstáculo para comparar la percepción de salud entre los países, las diferentes versiones del índice que suelen usarse. Las dos versiones de percepción de salud más utilizadas son: la versión recomendada por Organización Mundial de Salud (con categorías desde muy mal hasta muy bien) y la versión norteamericana (con categorías desde pobre/escaso hasta excelente). Aunque las dos versiones están fuertemente correlacionadas y tienen una asociación con variables demográficas e indicadores de salud; no son directamente comparable y requieren un re-

escalamiento de los ítems. Todo lo anterior demuestra la dificultad que puede existir para hacer comparaciones de la percepción de salud.

3. Datos

Para esta investigación se utiliza la encuesta de Calidad de Vida 2016; si bien no es la más reciente, es la última que cuenta con representatividad total nacional y de 9 regiones: Bogotá, Antioquia, Valle de Cauca, Archipiélago de San Andrés, Oriental (Norte de Santander, Santander, Boyacá, Cundinamarca y Meta), Central (Caldas, Quindío, Risaralda, Tolima, Huila y Caquetá), Pacífica (Chocó, Cauca y Nariño), Orinoquía-Amazonía (Arauca, Vichada, Guainía, Guaviare, Casanare, Vaupés, Amazonas y Putumayo) y la región Caribe (Guajira, Cesar, Magdalena, Atlántico, Bolívar, Sucre y Córdoba). El conjunto de datos consiste en una muestra de 22.893 hogares y tiene 74.349 personas, que luego de balancear constituye una muestra final de 67.095 personas. (DANE, 2016). La descripción de las variables a usar a lo largo de esta investigación se encuentra en el apéndice A y el resumen estadístico por género se presentan en el apéndice B.

La distribución de la muestra a través de las nueve regiones en estudio es reportada en la tabla 1. Para evitar definir grupos de edad arbitrarios, se decidió segmentar la muestra en quintiles de edad y por género para conocer la variación de la proporción entre hombres y mujeres. La mayor muestra corresponde a la Región del Valle del Cauca con el 19.06% del total de personas, seguida por la región Caribe y Pacífica (sin Valle) con aproximadamente el 15% cada una; en el otro extremo las regiones con menos tamaño de muestra son el Archipiélago de San Andes y Santa Catalina (2.30%) y Orinoquía-Amazonas (2.19%). En la diferencia entre hombres y mujeres, la región Caribe presenta casi una proporción igual entre sexo, a su vez Bogotá D.C es la región que presenta la disparidad más grande. Por edad, se

observa que las regiones que presentan la mayor cantidad de personas jóvenes (menores de 24) son Caribe, Pacífica (sin Valle) y Orinoquia-Amazonas con 44.34%, 42,11% y 40,58%, respectivamente; en contraste Bogotá D.C con 35.08% y el Archipiélago de San Andrés con 35.25% son las Regiones que presentan la menor cantidad de personas jóvenes. La distribución de las personas mayores en la muestra presenta diferencias muy marcadas, la Región Central y Oriental, aproximadamente 21%, presentan la mayor concentración de adultos mayores (mayores de 55 años) y en cambio la región Caribe y Orinoquia-Amazonas tienen el porcentaje más bajo de esta población.

Tabla 1

Colombia: Distribución de la muestra por región, sexo y quintiles de edad

REGIÓN	%	SEXO		EDAD				
		HOMBRE	MUJERES	0 - 12	13 - 23	24 - 38	39 - 54	55 - 102
Caribe	15.21	49.94	50.06	23.97	20.37	20.42	18.69	16.56
Oriental	12.77	49.52	50.48	20.58	18.38	19.88	20.02	21.13
Central	13.06	49.01	50.99	20.44	18.53	19.10	20.62	21.30
Pacífica (sin Valle)	14.43	47.54	52.46	23.37	18.74	21.24	18.26	18.39
Bogotá D.C	7.61	47.43	52.57	16.30	18.78	24.71	21.01	19.19
Antioquia	13.37	48.57	51.43	21.11	18.96	20.99	19.33	19.62
Valle del Cauca	19.06	47.58	52.42	20.55	18.58	21.51	19.92	19.44
A. San Andrés	2.30	48.35	51.65	21.58	13.67	21.84	23.59	19.31
Orinoquía - Amazonas	2.19	48.60	51.40	22.74	17.84	22.94	21.17	15.32
TOTAL	100.00	48.50	51.50	21.18	18.21	21.40	20.29	18.92

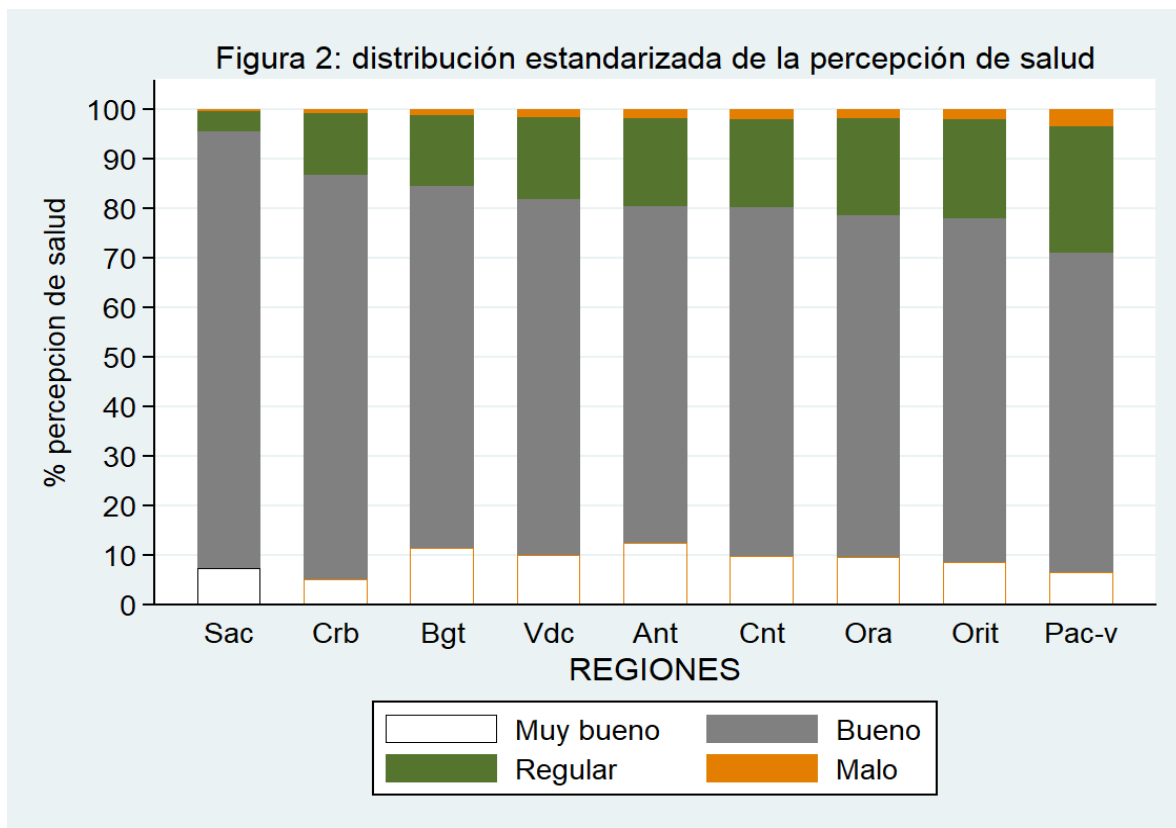
Fuente: Elaboración Propia con base en la ECV-2016

Para poder hacer las comparaciones en la percepción de salud entre regiones, fue necesario estandarizar la muestra por edad y género:

- Primero, se calcula el porcentaje de personas por región en cada categoría de percepción de salud en una muestra segmentada en primer lugar por género y luego por quintil de edad;

- Segundo, suponemos que cada región tiene la misma distribución en edad-género y multiplicamos el valor dado en el primer paso por el *ratio* de personas en cada quintil de la muestra total y luego por el ratio de género en la muestra total;
- Tercero, se suma el porcentaje en cada una de las categorías por región.

En la figura 2 se puede observar que las personas que auto-perciben su salud como buena se distribuyen en mayor proporción en el departamento del Archipiélago de San Andrés y Santa Catalina (Sac) con 95.47% de sus habitantes considerando que tienen buena o muy buena salud, mientras menos del 1% considera que tiene mala salud. En segundo lugar, están los departamentos de la Región Caribe (Crb) con el 86.8%, Bogotá D.C (Bgt) como tercera región con el 84.47% de personas que se auto-perciben con buena o muy buena salud. Las Regiones que presentan la más baja auto-percepción de buen estado de salud son Orinoquia-Amazonas (Ora), Oriental (Orit) y Pacífico sin el Valle del Cauca (Pac-v), con 78.67%, 77.99%, 71% de personas que consideran tener buena o muy buenas salud respectivamente.



Fuente: Elaboración Propia con base en la ECV-2016

Jürgues (2007), propone que si la percepción de salud es una fuente confiable del estado de salud y un buen predictor de mortalidad, entonces debe ser semejante a otros indicadores globales de salud como por ejemplo la esperanza de vida. Al comparar la distribución de la esperanza de vida al nacer para Colombia se observan marcadas diferencias regionales, mientras para Bogotá la esperanza de vida al nacer en 2016 era de 78.87 años, para los departamentos de la región Caribe: Córdoba, Cesar, Sucre y Guajira fue de 74.14, 74.47, 74.53 y 74.71 años respectivamente (Departamento Administrativo Nacional de Estadística, 2011).

Ampliando este enfoque se compara también con la tasa media de mortalidad por enfermedades transmisibles (entiéndase como aquellas enfermedades causadas por agentes

infecciosos específicos y contagiosos en un huésped susceptible) por regiones en Colombia entre los 2010-2017 (SISPRO (SGD), 2019). Se observa que los departamentos del Atlántico, Magdalena, Bolívar y Cesar tienen tasas de 39.45, 32.88, 32.50 y 31.78 por cada 100.000 habitantes, muy superior a Bogotá D.C que presentó una tasa de 21.60 por cada 100.000 habitantes. Si se toma el porcentaje de personas que reportan tener una buena y muy buena percepción de salud *versus* los anteriores indicadores de salud se esperaría que las regiones con mejores indicadores de salud tengan al mismo tiempo más personas que reporten tener buena y muy buena salud. Así, por ejemplo, se esperaría que en la Región Caribe las personas consideren su salud peor que en Bogotá. La Figura 3 ilustra la distribución de la esperanza de vida por departamento para 2016 y la tasa media de mortalidad por enfermedades transmisibles *versus* la distribución de las personas que reportaron tener buena o muy buena salud en Colombia para el mismo año.

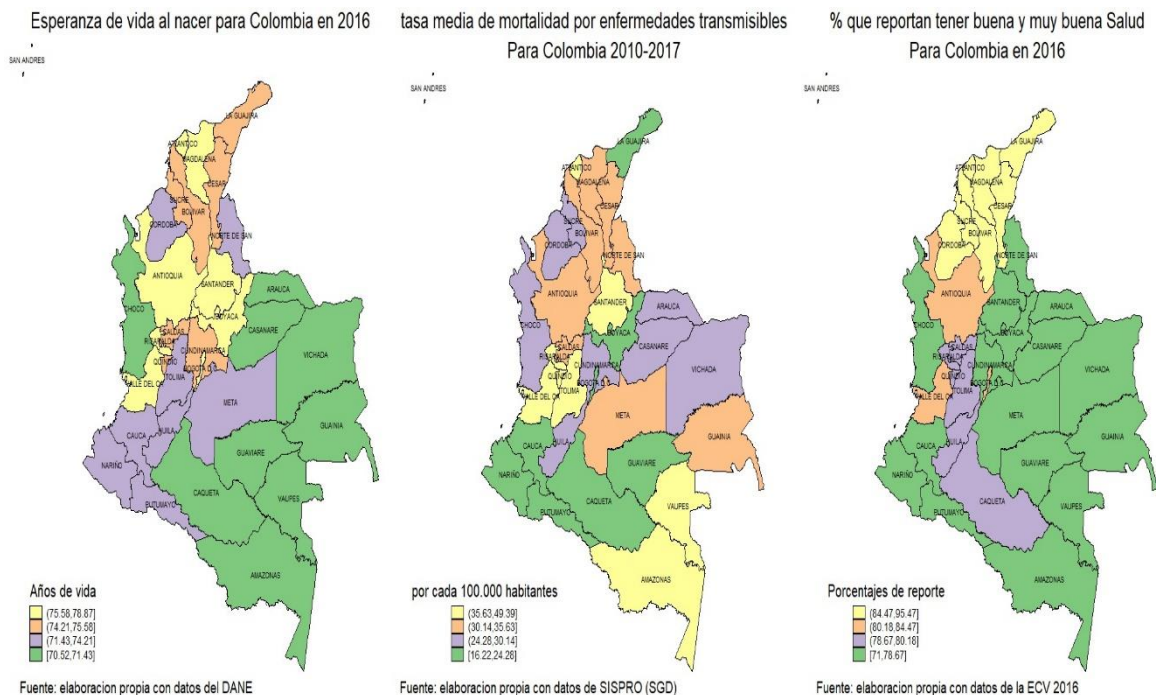


Figura 3: Comparación de diferentes índices para Colombia

En la Región Caribe (exceptuando Magdalena) todos los departamentos tienen una esperanza de vida por debajo de la media nacional (76.15) y al mismo tiempo concentra departamentos con altas tasas media de mortalidad por enfermedades transmisibles; por ejemplo, Atlántico presenta una tasa de 39,45 por cada 100.000 habitantes. Llama la atención que la región Caribe sea la región donde más personas reportaron tener buena y muy buena salud, incluso superando a Bogotá D.C que tiene la mayor esperanza de vida y una tasa media de mortalidad por enfermedades transmisibles de 21.60 por cada 100.000 habitantes.

4. Metodología

El universo del estudio son las personas afiliadas a los regímenes contributivo y subsidiado del sistema de seguridad social en salud. Se parte de los siguientes supuestos:

- 1) Las diferencias en la escala de respuestas de los encuestados, ocurre en el traslado de la evaluación de la verdadera salud a la escala de respuestas de la pregunta sobre la percepción de salud, es decir, el encuestado es quien mejor conoce su estado de salud en general pero al momento de categorizarlo en una escala es influido por aspecto exógenos, tales como compararse con personas de su entorno (Linderboom & Van Doorslaer, 2004; Crossley & Kennedy, 2002).
- 2) La discrepancia entre la verdadera salud y la salud auto percibida está relacionada con características observables (Linderboom & Van Doorslaer, 2004; Jürges, 2007).
- 3) Este enfoque no corrige por diferencia en la escala de respuesta generada por características específicas no observables¹ (esto implicaría un enfoque longitudinal).

4.1. Índice de salud

El supuesto básico de este análisis es que existe un *verdadero* y comparable estado de salud. Como no es posible obtener indicadores clínicos de los encuestados y no existe información categórica tipo viñeta del estado de salud de las personas en la Encuesta de Calidad de Vida, en este estudio se utilizará como variables proxy *las consecuencias inmediatas de su estado de salud* a partir de la declaración de los encuestados en cuanto a: 1) presentar una enfermedad crónica –enfermedad de larga duración y prolongado tratamiento; 2) haber presentado una enfermedad, accidente, problema odontológico u otro problema de salud no hospitalario en los últimos 30 días; 3) haber acudido al servicio de urgencia en la institución prestadora de servicio público o privado; 4) haber sido hospitalizado los últimos

¹ La heterogeneidad individual no observables se puede capturar mediante la estimación de un probit ordenado generalizado de efectos aleatorios para datos de panel; mientras que la heterogeneidad observable como la diferencia en los coeficientes β en el reporte de la variable dependiente.

12 meses; y 5) presentar alguna limitación permanente que le impida el desarrollo de sus actividades normales o que restrinja su participación en la vida cotidiana.²

Por su parte para aproximar la medida del *verdadero* estado de salud se toma como proxy la ausencia de cualquiera de las condiciones uno a cinco señaladas antes, lo que implica una buena o muy buena salud. Estos últimos factores sirven como un tipo de medida de salud objetiva que permitirá indicar las desviaciones entre la salud verdadera y la que reporta a través de la percepción de salud.

En cuanto a la construcción del índice de salud objetivo, como una proxy de la verdadera salud, este se define como una medida que va de 0 a 1, donde 0 representa el peor estado de salud observado y 1 representa “perfecta salud”. Para éste índice, se utilizarán datos que reflejan *las consecuencias inmediatas de su estado de salud* a partir de la respuesta de los encuestados. La estimación de la medida objetiva de salud es primordial porque permite la identificación de los tipos de cambios por *puntos de corte y cambio de índice*.

Como se señaló antes, la negación de todos los 5 factores que compone *las consecuencias inmediatas de su estado de salud* implica un valor del índice de 1 y se interpreta como muy buena salud. Por el contrario, la presencia de todas las anteriores condiciones representa una mala salud y un valor del índice de 0. La presencia de cualquiera de las condiciones previas

² Las posibles limitaciones son: moverse o caminar, usar sus brazos o manos, ver a pesar de usar lentes, oír aun con aparatos especiales, hablar, entender o aprender, relacionarse con los demás por problema mentales o emocionales, bañarse-vestirse-alimentarse por sí mismo, otras limitaciones permanentes. Se considera 0 si no presenta ninguna de las anteriores condiciones y 1 en cualquier otro caso. Esta pregunta captura necesidades en salud insatisfechas y que tengan impacto en la vida del encuestado, es decir, no se consideran una limitación el uso de lentes cuando el encuestado al usarlo soluciona su problema de visión o cualquier problema que no implique una limitación para el encuestado, tales como, si una persona se desplaza cojeando pero declara que esto no le impide realizar su actividades diarias.

sirve como ponderadores de salud que reflejan la gravedad de la enfermedad reduciendo el valor del índice en una cantidad dada.

Para el cálculo del índice de salud objetivo dentro de la muestra se seguirán los trabajos de Kerkhofs & Lindeboom (1995), Jürges (2007) y Pfarr *et al.* (2012), y que se resumen en los siguiente cuatro pasos:

- i. Primero: Se transforma la variable satisfacción en salud en una variable dicótoma, agrupando la categoría muy satisfecho-satisfecho en 1, e insatisfecho-muy insatisfecho en 0.
- ii. Segundo: Se estima separadamente una regresión probit estándar de la satisfacción en salud sobre cada una de las variables utilizada como proxy de la verdadera salud. La regresión es estimada separadamente por regiones y género. El modelo se especifica de la siguiente manera:

$$Pr_{r gi} = Pr (Y_i = 1|X) = Pr (y^* > 0) = F (x_{r gi}\beta)$$

Donde, β son los coeficientes desconocidos y $x_{r gi}$ es un vector de las variables utilizadas como proxy de salud estimada separadamente por región r y por género g . F es la FDA normal estándar. Los resultados son presentados en la tabla 2 y tabla 3.

- iii. Tercero: Los coeficientes resultantes se pueden entender como los ponderadores de salud, es decir, el impacto que tiene cada variable sobre la satisfacción en salud. Los coeficientes de cada regresión se utilizan para predecir un variable que refleja el verdadero estado de salud de cada encuestado.

- iv. Cuarto: Los valores son re-escalado en una variable continua con un rango entre 0 a 1.

$$Z_{rgi} = \frac{Y_i - \min(Y_i)}{\max(Y_i) - \min(Y_i)}$$

- i. Luego se combina el índice de *SALUD* por regiones y géneros para obtener una proxy de salud representativa por regiones de la ECV 2016.

$$salud_{rg} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_{rgi}$$

Luego, se construye lo que se conoce en la literatura de la estadística en términos de “falso negativo” y “falso positivo”, que son los errores entre lo reportado por el índice de salud y el reporte de la percepción de salud. En el presente contexto se define un falso negativo cuando un encuestado que tiene un valor inferior a 1 en el índice de salud reporta en la encuesta tener muy buena o buena salud y un falso positivo se define si un individuo reporta tener regular o mala salud en la encuesta pero el valor del índice es 1. Los resultados son presentados en la tabla 4.

4.2. Enfoque de estimación

Una debilidad de los modelos probit ordenado tradicionales es que imponen una restricción conocida como *líneas paralelas*, esto obliga a que existan unos coeficientes constantes entre todas las categorías de la variable dependiente, es decir, asumen que los coeficientes estimados de las variables independientes son los mismos para todas las categorías de la variable dependiente. Relajando este supuesto se presenta un modelo probit ordenado generalizado (menos restrictivo que el ordenado tradicional) que permite que el vector de coeficiente sea diferente para todas las categorías de la variable dependiente (Greene & Hensher, 2010). Permitiendo capturar la heterogeneidad individual a través de la variabilidad de los umbrales de las categorías de respuesta de la percepción de salud.

El modelo sigue la propuesta para datos transversales de Boes & Winkelmann (2006), sea y^p la variable de percepción de salud, una variable observable categórica (Malo, Regular, Bueno, Muy bueno), $y^p \in \{1, \dots, J\}$, donde J denota el número de categorías; seguido de una variable latente de salud no observable y^* .

El modelo estructural es:

$$y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0,1)$$

$$y_i^p = j \leftrightarrow \tau_{j-1} < y_i^* \leq \tau_j, \quad j = 1, \dots, J$$

Donde X_i es un vector de características individuales, β son vectores de coeficientes desconocidos, ε_i es un término aleatorio distribuido normalmente que captura los efectos no medidos y no medibles sobre el verdadero estado de salud y τ_j son los parámetros de los umbrales desconocidos de la variable dependiente; esto quiere decir que los umbrales dividen

la verdadera distribución de y^* en J categorías. Otro supuesto es que los parámetros de los umbrales: $\tau_j \leq \tau_{j+1}$, para todo J y que $\tau_0 = -\infty$ y $\tau_j = \infty$.

En el modelo Probit ordenado generalizado los parámetros de los umbrales son especificados individualmente y depende del vector de características individuales:

$$\tau_{ij} = \tilde{\tau}_j + X_i\gamma_j$$

Donde γ_j son los parámetros de influencias de las variables sobre los umbrales y $\tilde{\tau}_j$ es un término constante.

$$y_i^p = j \leftrightarrow \tilde{\tau}_{j-1} + X_i\gamma_{j-1} \leq y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i \leq \tilde{\tau}_j + X_i\gamma_j, \quad j = 1, \dots, J$$

Se puede ver que $\beta_j = \beta - \gamma_j$,³ esto implica un problema que no permite que los coeficientes de las variables independientes y de los umbrales se puedan estimar simultáneamente; pero como cada categoría tiene un conjunto de parámetros separados el modelo se puede estimar por medio de un procedimiento iterativo estimando $J-1$ modelos binarios probit (Williams, 2006). En la práctica, el primer modelo estima la categoría 1 vs la categoría 2, 3,4; el segundo modelo la categoría 1,2 vs la categoría 3,4; y el tercer modelo la categoría 1, 2,3 vs la categoría 4. En consecuencia la heterogeneidad individual en los parámetros β es capturada al permitir que los umbrales varíen en función del vector de características individuales.

³ El modelo también se puede escribir en término de la función de distribución acumulativa (Cameron & Trivedi, 2005; Pfar *et al.*, 2011):

$$\begin{aligned} P(y_i = j) &= P(\tau_{j-1} < y_i^* \leq \tau_j) \\ P(y_i = j) &= P(\tau_{j-1} < X_i\beta + \varepsilon_i \leq \tau_j) \\ P(y_i = j) &= P(\tau_{j-1} - X_i\beta < \varepsilon_i \leq \tau_j - X_i\beta) = F(\tau_j - X_i\beta) - F(\tau_{j-1} - X_i\beta) \end{aligned}$$

Permitiendo que: $\tau_{ij} = \tilde{\tau}_j + X_i\gamma_j$, y sustituyendo en la función de distribución acumulativa

$$P(y_i \leq j) = F(\tilde{\tau}_j + X_i\gamma_j - X_i\beta) = F(\tilde{\tau}_j - X_i\beta_j)$$

En la práctica si los coeficientes β cambian de valor a través de la estimación de los $J - 1$ modelos binarios del modelo probit ordenado generalizado podemos distinguir los cambios en *el punto de corte*; mientras que si los coeficientes β son los mismos para todos los modelos estimados se deduce la presencia de *cambios de índice*. Al propósito de nuestro objetivo de investigación las diferencias de los coeficientes β a través de los diferentes modelos es una evidencia de la heterogeneidad que produce las variables dependientes y su grado sobre las categorías de la variable independiente.

5. Resultados

La aproximación del índice objetivo de salud se indican en las tablas 2 y 3, los coeficientes reflejan los diferentes impacto que tiene cada una de las 5 variable usada como proxy sobre la satisfacción en salud y es de esperarse que presentar cualquiera de las variables anteriores aumente la probabilidad que el encuestado considere como insatisfactorio su salud, en este caso el interés se centra en la dirección de los signos y la significancia de las variables; así por ejemplo, la variable *enfermedad crónica* es significativa tanto para hombres como para mujeres, y tienen los signos esperados. Para la variable *problema de salud (sin hospitalización)* las mujeres presentan el signo esperado y en casi todas las regiones son significativa menos en la región Caribe, el Archipiélago de San Andrés y Orinoquia – Amazonia. Mientras que para los hombres el signo es el esperado para todas las regiones menos para Bogotá, pero su efecto no es significativo; igualmente importante es destacar que en la región Caribe y A. San Andrés no se encontraron efectos significativos para mujeres pero si para el grupo de los hombres.

Parece ser que la variable *urgencia hospitalaria* no tiene influencia en las mujeres pero si en los hombres de algunas regiones, llama la atención el efecto positivo que genera para la

región Caribe mientras que para Bogotá si presenta la dirección de signo esperada. La variable *hospitalización* presenta los signos esperados pero es significativas en pocas regiones tanto para hombres como para mujeres. Y la última variable, *limitación en salud*, hace referencia a si los encuestado presentación limitaciones permanentes que le impida la realización de su vida normal, presenta la dirección de signos esperada pero en la región Caribe tanto para hombres como para mujeres no se encontraron efectos significativos.

Para finalizar en la tabla 4 se presentan los resultados de los falsos negativos y falsos positivos entre el reporte de percepción de salud y el índice de salud. Un falso negativo hace referencia cuando el encuestado tiene un valor inferior a 1 en el índice de salud (es decir, presenta algún reporte de los 5 factores que compone *las consecuencias inmediatas de su estado de salud*) pero reporta al mismo tiempo tener muy buena o buena salud. Un falso positivo se define si un individuo reporta tener regular o mala salud en la encuesta pero tiene un valor de 1 en el índice de salud. Los resultados indican que la región de Bogotá D.C y Pacífica (sin valle) presentan la mayor tasa de falsos negativos, en el caso de Bogotá D.C cerca del 50% de las personas que reportan tener una percepción de salud positiva están sobre-valorando su estado de salud real. Adicional llama la llama la atención que Bogotá D.C presente una tasa que duplica a cualquiera del resto de las regiones. Al respecto de los falsos positivos, la región de Orinoquia-amazonia presenta la mayor tasa con 42.38%, es decir es la región donde mayor numero de personas sub-valoran su estado de salud real. Nuevamente llama la atención que Bogotá D.C sea la región que menos sub-valoran su estado de salud real, con una tasa menor a la mitad de cualquiera del resto de las regiones.

TABLA 2

INDICE DE SALUD OBJETIVO PARA MUJERES

VARIABLES	CARIBE	ORIENTAL	CENTRAL	PACIFICO (sin valle)	BOGOTÁ D.C	ANTIOQUIA	VALLE DEL CAUCA	A. DE SAN ANDRÉS	ORINOQUÍ A- AMAZONÍA
Enfermedad crónicas	-0.308***	-0.469***	-0.396***	-0.399***	-0.355***	-0.339***	-0.214***	-0.514***	-0.328*
Problema de salud (sin hospitalización)	-0.200	-0.444***	-0.406***	-0.530***	-0.423**	-0.233*	-0.209**	-0.641	-0.183
Urgencia hospitalaria	-0.234	0.149	-0.00388	0.133	0.0443	-0.235	-0.0929	0.409	0.140
Hospitalización	-0.336***	-0.126	-0.0586	-0.152**	-0.193**	-0.0206	-0.0841	-0.0837	-0.0954
Limitación en salud	-0.144	-0.336***	-0.291***	-0.388***	-0.542***	-0.247***	-0.315***	-0.586*	-0.371*
Observaciones	5,110	4,325	4,471	5,080	2,687	4,617	6,703	791	755

Nota: En la regresión, Y corresponde a la satisfacción en salud (insatisfecho-muy insatisfecho en 0, muy satisfecho-satisfecho en 1) estimado por probit estándar separadamente por regiones y género.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

TABLA 3

INDICE DE SALUD OBJETIVO PARA HOMBRES

VARIABLES	CARIBE	ORIENTAL	CENTRAL	PACIFICO (sin valle)	BOGOTA D.C	ANTIOQUI A	VALLE DEL CAUCA	A. DE SAN ANDRÉS	ORINOQUÍ A- AMAZONÍA
Enfermedades crónicas	-0.390***	-0.474***	-0.515***	-0.398***	-0.311***	-0.349***	-0.231***	-0.753***	-0.481***
Problema de salud (sin hospitalización)	-0.792***	-0.182	-0.433***	-0.416***	0.495	-0.201*	-0.171*	-1.475**	-0.374
Urgencia hospitalaria	0.335*	-0.0118	0.0744	0.273**	-0.800**	-0.138	-0.178	1.074	-0.426
Hospitalización	-0.317***	-0.257***	-0.0804	-0.208***	-0.0229	-0.137*	-0.279***	-0.125	-0.0484
Limitación en salud	-0.174	-0.349***	-0.303***	-0.504***	-0.410***	-0.198**	-0.359***	-0.157	-0.318
Observaciones	5,098	4,243	4,297	4,604	2,420	4,360	6,082	741	714

Nota: En la regresión, Y corresponde a la satisfacción en salud (insatisfecho-muy insatisfecho en 0, muy satisfecho-satisfecho en 1) estimado por probit estándar separadamente por regiones y género.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

TABLA 4

RESUMEN DE FALSO POSITIVO Y FALSO NEGATIVO REPORTADO POR EL ÍNDICE DE SALUD Y LA PERCEPCIÓN DE SALUD

PERCEPCIÓN DE SALUD	BOGOTA		ORIENTAL		CENTRAL		PACIFICA (SIN VALLE)	
	salud<1	salud=1	salud<1	salud=1	salud<1	salud=1	salud<1	salud=1
mala-regular	671	125	1157	775	1170	614	1783	986
	84.3	15.7	59.89	40.11	65.58	34.42	64.39	35.61
muy buena-buena	2459	1856	950	5688	1175	5809	1399	5516
	56.99	43.01	14.31	85.69	16.82	83.18	20.23	79.77

PERCEPCIÓN DE SALUD	CARIBE		ANTIOQUIA		VALLE DEL CAUCA		SAN ANDRES	
	salud<1	salud=1	salud<1	salud=1	salud<1	salud=1	salud<1	salud=1
mala-regular	846	457	1214	545	1528	806	52	18
	64.93	35.07	69.02	30.98	65.47	34.53	74.29	25.71
muy buena-buena	1349	7556	1172	6046	1839	8623	296	1177
	15.15	84.85	16.24	83.76	17.58	82.42	20.1	79.9

PERCEPCIÓN DE SALUD	ORINOQUIA-AMAZONIA	
	salud<1	salud=1
mala-regular	174	128
	57.62	42.38
muy buena-buena	161	1006
	13.8	86.2

Los resultados del modelo Probit ordenado generalizado se presentan en la tabla 5. Acorde a la pregunta de investigación de si la heterogeneidad esta correlacionada con las regiones donde reside el encuestado se agregan una serie de variables dummy con Bogotá D.C como base para capturar las diferencias debido a la idiosincrasia cultural. Las columnas 1, 2 y 3 muestran los coeficientes de estimación con sus respectivos errores estándar robustos.

La interpretación de los valores que toman las variables explicativas son irrelevante en esta aproximación, excepto por la dirección de los signos y que un valor mayor corresponde a resultados más alto, es decir, coeficientes positivos y con valores altos indican que un incremento en las variables explicativas hace más probable que el encuestado este en una categoría más alta que la actual, mientras que los coeficientes negativos indican lo contrario. Las variables en negrilla no rechazan el supuesto de líneas paralelas, podemos concluir la presencia de *cambios de índice*, es decir, los coeficientes β son los mismos para todos los modelos estimados y tienen igual efectos para todas las categorías.

Tabla 5

Resultado del modelo probit ordenado generalizado

VARIABLES	(1) 1 vs 2-4	(2) 1-2 vs 3-4	(3) 1-3 vs 4
Sexo	-0.00524 (0.00964)	-0.00524 (0.00964)	-0.00524 (0.00964)
Edad	0.00160* (0.000905)	0.00792*** (0.000908)	0.00570*** (0.00109)
Edad^2	0.000026*** (0.0000104)	0.000026*** (0.0000104)	0.000026*** (0.0000104)

Situación marital	-0.0180 (0.0170)	-0.142*** (0.0138)	-0.0693** (0.0272)
Estatus laboral	-0.00240 (0.0149)	-0.107*** (0.0126)	-0.352*** (0.0293)
Residencia urbana	-0.0510*** (0.0164)	0.0638*** (0.0132)	0.0354 (0.0271)
Régimen de salud	-0.233*** (0.0167)	-0.0874*** (0.0148)	-0.0274 (0.0318)
Educación	-0.0771*** (0.00734)	-0.180*** (0.00679)	-0.211*** (0.0177)
Fumar	-0.0193 (0.0304)	0.172*** (0.0247)	0.168*** (0.0508)
Bebidas azucarada	0.00953 (0.0146)	-0.266*** (0.0124)	-0.293*** (0.0294)
Considerarse pobre	0.232*** (0.0104)	0.232*** (0.0104)	0.232*** (0.0104)
Personas en el hogar	0.0106*** (0.00409)	-0.0428*** (0.00339)	-0.0330*** (0.00740)
Ingresos en el hogar	-0.00274*** (0.000236)	-0.000803*** (0.000248)	-0.000197 (0.000590)
Pensión	0.225*** (0.0453)	0.306*** (0.0327)	0.105* (0.0595)
Oriental	-0.00685 (0.0271)	-0.00685 (0.0271)	-0.00685 (0.0271)
Central	-0.142*** (0.0307)	-0.0759*** (0.0286)	-0.0187 (0.0447)
Pacifico (sin Valle)	0.0131 (0.0306)	0.184*** (0.0267)	0.151*** (0.0408)
Caribe	0.148*** (0.0361)	-0.341*** (0.0335)	-0.354*** (0.0585)
Antioquia	-0.246***	-0.0659**	-0.0181

	(0.0301)	(0.0291)	(0.0451)
Valle del Cauca	-0.0974*** (0.0268)	-0.0974*** (0.0268)	-0.0974*** (0.0268)
A. de San Andrés	0.272*** (0.0559)	-0.795*** (0.0646)	-0.511*** (0.168)
Orinoquia-Amazonia	0.00652 (0.0412)	0.00652 (0.0412)	0.00652 (0.0412)
Índice de salud	-0.380* (0.215)	0.633*** (0.208)	0.440 (0.434)
Prevención médico	0.223*** (0.0195)	0.314*** (0.0162)	0.215*** (0.0326)
Prevención odontólogo	-0.176*** (0.0189)	-0.302*** (0.0146)	-0.210*** (0.0289)
Constante	1.902*** (0.193)	-1.008*** (0.185)	-2.013*** (0.404)
Observaciones	67,095	67,095	67,095

Nota: 1) Las variables en negrilla se mantiene el supuesto de líneas paralelas (*cambio de índice*) para el resto se encuentra evidencia de *cambios de punto de corte*. 2) En la regresión, Y es una variable categórica ordenada y corresponde a la percepción de salud: categoría 1 (muy buena), categoría 2 (buena), categoría 3 (regular), categoría 4 (mala). 3) las diferencias en los coeficientes β representa la heterogeneidad de la variable independiente sobre la categoría de la variable dependiente.

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Las variables sexo, edad², considerarse pobre, regiones Oriental, Valle del Cauca y Orinoquia-Amazonia cumplen el supuesto de *líneas paralelas*, es decir, los coeficientes son los mismo para cada categoría de la variable dependiente. Y debe ser interpretado de la misma forma que los coeficientes de una regresión probit ordenada estándar. El resto de variables no cumplen el supuesto de líneas paralelas y son los causantes de la heterogeneidad a través de las categorías de la variable dependiente.

De acuerdo a la estimación, las variables sexo, regiones Oriental y Orinoquia-Amazonia no son significativas, es decir, su efecto debería ser cero, entonces cualquier efecto observado en estas variables debe ser atribuido al resto de las características.

Las personas que se consideran pobres tienen un efecto significativo a reporte mucho peor su salud con respecto a las personas que no se consideran pobre. Para el Valle del Cauca, se encontró un efecto negativo y significativo, es decir, las personas que residen en el Valle del Cauca tienden a reportar mejores estados de salud que las personas que residen en Bogotá D.C y no tienden a concentrarse en ninguna categoría.

El resto de variables que no cumple el supuesto de líneas paralelas son las causas de la heterogeneidad en la percepción de salud. Para estas variables la magnitud de los coeficientes y la dirección de los efectos cambian entre categorías, revelando información que permanecería oculta si se usara un modelo ordenado estándar. Esta nueva información en gran medida revela una cuestión de sendas y fuerza de los efectos de las variables explicativas sobre las categorías de la variable dependiente.

Edad, educación, ingresos en el hogar y pensión son variables que tienen efectos significativos a través de todos los modelos estimados. Las personas a mayor edad tienden a reportar peor estado de salud y a su vez tienen mayor probabilidad de percibir su salud como mala. Las personas a mayor grado de educación tienden a reportar mejor estado de salud pero el mayor efecto es que son menos probable a reportar estar en las peores categorías sobre las demás categorías, es decir, cada vez que adquiere un grado de educación adicional tienen una probabilidad mucho mayor de no considerar su salud como mala. Con respecto a los ingresos de los hogares encontramos efectos negativos y significativos, es decir, a medida que se incrementa en una unidad monetaria el ingreso

familiar las personas declaran tener mejor salud y el efecto es superior cuando se comparan muy bueno vs el resto de las categorías.

Situación marital y estatus laboral son significativos para los dos últimos modelos y para ambas variables sus efectos son negativos. El estar conviviendo con otra persona hace más probable reportar mejor salud. Estar trabajando hace que sea menos probable para las personas reportar peores estados de salud. Muy ligado a este resultado está el pertenecer al régimen contributivo, por defecto las personas que pertenecen a este régimen están laborando, el efecto se intensifica para las mejores categorías, es decir, las personas que pertenecen al régimen contributivo tienden con mayor fuerza a reportar un mejor estado de salud frente a otras categorías.

Como variables de estructura del hogar tenemos residencia urbana y personas en el hogar, la primera hace referencia a si las personas residen en una zona urbana o no. Para las personas que residen en zonas urbanas es más probable que reporten las mejores categorías en salud en comparación con las personas que residen en zona rural; pero al mismo tiempo es más probable que reporten las peores categorías en comparación a su grupo de referencia, es decir, las personas en las zonas urbanas tienden a reportar en los extremos de las escalas de percepción de salud en comparación con las personas en zonas rurales. En cuanto a la cantidad total de personas que residen en la misma vivienda se encontró que a medida que se incrementa el número de personas en el hogar se tiende a estar menos en los extremos de las categorías de la percepción de salud.

Para conocer si la heterogeneidad observada es causada por característica de salud de los encuestados analizamos las siguientes variables: Fumar, bebidas azucaradas, prevención médica, prevención odontólogo y el índice de salud. Fumar presenta los signos esperados, es decir, las personas fumadoras reportan tener un peor estado de salud que los no-fumadores. Consumir más de dos veces por semana bebida azucarada está relacionada con reportar un mejor estado de salud

y el mayor efecto es alejar a las personas de las categorías inferiores en la escala de la percepción de salud. Las dos variables de prevención miden si la persona acude al menos una vez al año al médico y odontólogo, sin estar enfermo ; para ambas variables el efecto es significativo a través de todos los modelos pero presentan signos contrarios, las personas que acuden al médico por prevención tienden a reportar peor estados de salud en comparación de quienes no lo hacen, pero quienes acuden al odontólogo por prevención tienden a reportar mejores estados de salud y a alejarse de los extremos más bajo de la categoría de percepción de salud. Para finalizar, se indaga si la heterogeneidad en la percepción de salud está relacionado con la diferencia en la salud objetiva de las personas para ello usamos el índice de salud como proxy. En la estimación se rechaza el supuesto de líneas paralelas, es decir los coeficientes β estimados tienen diferentes impactos en las categorías de la percepción de salud, siendo evidente que los diferentes problemas de salud que componen el índice llevan al reporte de heterogeneidad en la percepción de salud, es decir afectan la escala de referencia de los encuestados.

Por último, para analizar si la heterogeneidad está relacionada con la región de donde residen las personas, se introducen unas series de variables dummy con Bogotá como grupo de referencia. Nos centramos en el análisis de la región Caribe y A. de San Andrés, para ambas regiones se encontraron efectos significativos a través de todos los modelos, ambas regiones tienden a reportar con mayor probabilidad las categorías intermedia de la escala de percepción de salud, pero el mayor efecto encontrado es que tienden a reportar con menor probabilidad tener mala salud (la categoría inferior de la escala). En comparación con Bogotá D.C tanto la región Caribe como el Archipiélago de San Andrés tienden a reportar un estado de mala o regular salud con menos frecuencia que Bogotá D.C, esto se puede entender como si la región Caribe y A. San Andrés tienden a reportar mucho menos que tienen peor salud que las personas en Bogotá D.C

6. Conclusiones

El supuesto de *líneas paralelas* en las estimaciones de los modelos ordenados estándar usualmente es débil y poco creíble, obviando cualquier posibilidad de heterogeneidad individual, a pesar de que exista sospecha de violación de este supuesto una práctica común es usar el modelo de todas formas, llevando a estimaciones y conclusiones poco precisas. El modelo ordenado estándar asume que el vector de coeficientes es el mismo para todas las categorías de la variable dependiente, a diferencia el modelo Probit ordenado generalizado propuesto, que permite que los coeficientes dependan de las variables explicativas de cada individuo y por lo tanto difieran a través de las categorías.

La heterogeneidad se relaciona con la variación de los coeficientes β a través de los diferentes modelos estimados. La evidencia presentada sugiere que factores observables como la edad, educación, ingresos en el hogar, pensión, situación marital, estatus laboral, tener residencia urbana y cantidad de personas en el hogar y característica de salud de los encuestados (fumar, beber bebidas azucaradas, consultar por prevención médico y odontólogo) y por último una medida proxy del estado objetivo de salud conducen a la heterogeneidad de la percepción de salud.

Los resultados para el índice de salud deben ser evaluados como un primer acercamiento a una medida objetiva de salud, con las limitaciones que representa no tener datos clínicos. Su contribución a la literatura de sesgos regionales en salud parte como un primer referente para futuras investigaciones relacionada.

Los resultados de la estimación sugieren que, a pesar del enfoque tradicional de considerar el sexo de los individuos como un factor importante de variación del reporte de la percepción de salud, no se encontraron efectos significativos, se sugiere que cualquier diferencia que exista entre hombres y mujeres es debido a otros factores determinantes.

Para averiguar si la heterogeneidad es debida a la región de donde residen los encuestados, la evidencia señala que solo algunas regiones parecen afectar el reporte de la percepción de salud. En el caso especial de la región Caribe y el Archipiélago de San Andrés se encuentran evidencia que sugiere que estas regiones tienden a reportar con menor probabilidad la categoría inferior de la escala de percepción de salud (tener mala salud) que Bogotá D.C

A pesar de la masificación de la percepción de salud en varias encuestas socioeconómicas, se debe tomar con cautela hacer comparaciones directas debido a que la evidencia señala que los individuos parecieran usar sistemáticamente puntos de referencia distintos influidos por variables observables y esta heterogeneidad afecta el reporte de la percepción de salud en Colombia. Cuando se indaga sobre la relación que las regiones en donde viven los encuestados pueden tener sobre la percepción de salud se encontró que existen regiones más propensa a reporta un mejor estado de salud que otra, incluso con el mismo o peor stock de salud esto provoca que las diferencia regionales en salud sean subestimadas. Dada la evidencia presentada en este artículo se puede llegar a la conclusión que debido a la importancia del reporte de heterogeneidad en factores observables de los individuos la percepción de salud parece no ser un indicador preciso para ser comparado directamente a través de las regiones en Colombia.

Algunas limitaciones del estudios son el nivel de representatividad de la unidad de análisis, si bien cada región del estudio se le consideran que comparte un componente cultural común puede existir variaciones dentro de la misma, por ejemplo, en la región caribe los departamentos de Sucre y Atlántico pueden no ser tan semejante debido a la diferencia por nivel de ingresos y educación. Otra limitación es la construcción del índice de salud, correspondiente a la limitación de datos que reflejen un estado más objetivo, a medida que más datos administrativos que incluyan medidas clínicas estén disponibles se puede ir perfeccionando. Para futuras investigaciones es necesario

investigar con más detalle porque la región Caribe y A. de San Andrés son las regiones que más tiende a sobre-estimar su estado de salud, cuál es el mecanismo que produce este resultado y si esto tienen alguna incidencia en la política pública de salud.

Referencias

- Black, N., Johnston, D., & Suziedelyte, A. (2017). Justification bias in self-reported disability: New evidence from panel data. *Journal of Health Economics*, 124-134.
- Boes, S., & Winkelmann, R. (2006). Ordered Response Models. *Allgemeines Statistisches Archiv*(90), 167-181.
- Bowling, A., & Windsor, J. (2008). The effects of question order and response-choice on self-rated health status in the English Longitudinal Study of Ageing (ELSA). *Journal of Epidemiology and Community Health* , 81-85.
- Burstrom, B., & Fredlund, P. (2001). Self rated health: is it a good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes? *J. Epidemiol Community Health.*, 836-40.
- Butler, J., Burkhauser, R., Mitchell, J., & Pincus, T. (1987). Measurement Error in self-reported health variables. *The Review of Economics and Statistics*, 644-650.
- Cameron, A., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Cespedes, J., Jaramillo, I., Martinez, R., Olaya, S., Reynales, J., Uribe, C., & y otros. (2000). Efectos de la reforma de la seguridad social en salud en Colombia sobre la equidad en el acceso y la utilización de servicios de salud. *Revista de Salud Publica*.
- Clarke, P., & Ryan, C. (2006). self-reported health: reliability and consequences for health inequality measurement. *Health Economics*, 645-652.
- Contoyannis, P., Jones, A., & Rice, N. (2004). The dynamics of health in the British household panel survey. *Journal of Applied Econometrics*, 473-503.
- Crossley, T., & Kennedy, S. (2002). The Reliability of Self-assessed Health Status. *Journal of Health Economics*, 643-658.
- DANE. (2016). Obtenido de Departamento Administrativo Nacional de Estadística web site: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/salud/calidad-de-vida-ecv/encuesta-nacional-de-calidad-de-vida-ecv-2016>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (30 de Junio de 2011). *Departamento Administrativo Nacional de Estadística*. Obtenido de DANE web site: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/series-de-poblacion>
- Frankenberg, E., & Jones, N. (2004). Self-rated health and mortality: does the relationship extend to a low income setting? *J Health Soc Behav*, 441-52.
- Gil-Lacruz, M., & Gil-Lacruz, A. (2010). Health perception and health care access: Sex differences in behaviors and attitudes. *The American Journal of Economics and Sociology*, 783-801.

- Greene, W., & Hensher, D. (2010). *Modeling ordered choices*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Groot, W. (2000). Adaptation and scale of reference bias in Self-assessments of quality of life. *Journal of Health Economics*, 403-420.
- Idler, E., & Benyamini, Y. (1997). Self-Rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 21-37.
- Jürges, H. (2007). True Health vs Response Styles: Exploring Cross-Country Differences in Self-Reported Health. *Health Economics*, 163-178.
- Jürges, H., Avendano, M., & Mackenbach, J. (2008). Are Different Measures of Self-Rated Health Comparable? An Assessment in Five European Countries. *European Journal of Epidemiology*, 773-781.
- Kapteyn, A., Smith, J., & Soest, A. (2007). Vignettes and Self-Reports of Work disability in the United States and the Netherlands. *The American Economic Review*, 461-473.
- Kerkhofs, M., & Lindeboom, M. (1995). Subjective health measures and state dependent reporting errors. *Health Economics*, 221-235.
- King, G., Murray, C., Salomon, J., & Tandon, A. (2004). Correction: Enhancing the validity and cross-cultural comparability of measurement in survey research. *The American Political Science Review*, 191-207.
- Lee S, & Grant, D. (2009). The Effect of Question Order on Self-rated General Health Status in a Multilingual Survey Context. *American Journal of Epidemiology*, 1525-1530.

- Lindeboom, M., & Van Doorslaer, E. (2004). Cut-point shift and index shift in self-reported health. *Journal of Health of Economics*, 1083-1099.
- Ministerio de salud y proteccion social. (27 de Diciembre de 2013). Resolucion 5521 de 2013. *Por la cual se define, aclara y actualiza integralmente el Plan Obligatorio de Salud (POS)*. Bogota D.C.
- Ministerio de Salud y Proteccion Social. (18 de marzo de 2019). *Ministerio de Salud y Proteccion social de la Republica de Colombia*. Obtenido de <https://www.minsalud.gov.co/proteccionsocial/Paginas/cifras-aseguramiento-salud.aspx>
- Molina, T. (2016). Reporting heterogeneity and health disparities across gender and education levels: Evidence from four country. *Demography*, 295-323.
- Mu, R. (2014). Regional disparities in self-reported health: Evidence from Chinese older adults. *Health Economics*, 529-549.
- Murata, C., Kondo, T., Tamakoshi, K., Yatsuya , H., & Toyoshima , H. (2006). Determinants of self-rated health: could health status explain the association between self-rated health and mortality? *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 369-80.
- Murray, C., Tandon, A., Salomon, J., & Mathers, C. (2001). Enhancing Cross-Population Comparability of Survey Results. *GPE Discussion Paper No. 35*. Geneva: World Health Organization.
- Murray, C., Tandon, A., Salomon, J., Mathers, C., & Sadana , R. (2002). *Cross-population Comparability of evidence for health policy*. World Health Organization. GPE Discussion paper No.46.

- Perez-Valbuena, G. J., & Silva-Ureña, A. (Abril de 2015). Una mirada a los gastos de bolsillo en salud para Colombia. *Documentos de trabajo sobre Economía Regional*(218), 1-49.
- Pfarr, C., Schmid, A., & Schneider, U. (2011). Estimating Ordered Categorical Variables Using Panel Data: A Generalised Ordered Probit Model with an Autofit Procedure. *Journal of Economics and Econometrics*, 54(1), 7-23.
- Pfarr, C., Schmid, A., & Schneider, U. (2012). Reporting Heterogeneity in Self-assessed Health Among Elderly Europeans. *Health Economics Review*, 2-21.
- Schneider, U., Christian, P., Brit, S., & Shneider and volker ulrich. (2012). i feel good! gender differences and reporting heterogeneity in self-assessed health. *the european journal of health economics*, 251-265.
- SISPRO (SGD). (2019). *Sistema Integrado de Informacion de la Proteccion social*. Recuperado el Mayo de 2019, de Sispro web site: https://www.sispro.gov.co/central-gestion-del-conocimiento/Pages/Tablero-de-control-TC_PDSP.aspx
- Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependt variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58-82. Obtenido de <http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0097>
- World Health Organization Global Health Expenditure database (WHO). (05 de 04 de 2019). *World Bank Group*. Obtenido de The World Bank Group Web site: https://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.OOPC.CH.ZS?locations=CO-ZJ-AR-UY&name_desc=false&view=chart

Zimmer, Z., Natividad, J., Lin, H.-S., & Chayovan, N. (2000). A Cross-National Examination of the Determinants of Self-Assessed Health. *Journal of Health and Social Behavior*, 465-481.

Apéndice A.

VARIABLES	DESCRIPCIÓN DE LA VARIABLE
Percepción de Salud	1=muy bueno, 2=bueno, 3=regular, 4=malo
Región	Caribe, Oriental, Central, Pacifica(sin valle), Bogotá, Antioquia, Valle del cauca, A. San Andrés, Orinoquia-Amazonas
Sexo	0= Mujer, 1= Hombre
Edad	Edad en años
Edad^2	Edad al cuadrado
Situación marital	0= de otra manera, 1=Sí convive con su pareja
Estatus laboral	0= de otra manera, 1=Trabajando
Residencia urbana	0= Rural, 1= Urbano
Régimen de salud	0= Subsidiado , 1= Contributivo
Educación	1= Bajo, 2= Básica primaria, 3= Secundaria y media, 4= Técnico y tecnólogo, 5= Universitario, 6= Posgrado.
Personas en el hogar	Número total de personas que conforman el hogar
Ingresos en el hogar	Ingresos mensual total del hogar x 100.000
Considerarse pobre	0= No, 1= Sí
Fumar (cigarrillo, tabaco)	0= No, 1= Sí
Consumo de dos o más bebidas azucaradas por semana	0= No, 1= Sí
Pensión	0= No, 1= Sí
Consulta por prevención al medico	0= No, 1= Sí
Consulta por prevención al odontólogo	0= No, 1= Sí
¿Tiene alguna enfermedad crónica?	0= No, 1= Sí
En los últimos 30 días ¿tuvo alguna enfermedad o accidente?	0= No, 1= Sí
Acudió al servicio de urgencias	0= No, 1= Sí
Tuvo que ser hospitalizado los últimos 12 meses	0= No, 1= Sí
Presentar una limitación en salud	0=No, 1=Sí

Apéndice B.

RESUMEN ESTADÍSTICO POR GÉNERO				
VARIABLES	(1) MUJERES media	(2) MUJERES D. estándar	(3) HOMBRES media	(4) HOMBRES D. estándar
Percepción de Salud	2.13	0.57	2.12	0.57
edad	33.94	21.83	32.28	21.85
edad^2	1,628.48	1,745.10	1,519.52	1,703.63
Situación marital	0.39	0.49	0.41	0.49
Estatus laboral	0.41	0.49	0.47	0.50
Residencia urbana	0.62	0.49	0.58	0.49
Régimen de salud	0.39	0.49	0.39	0.49
Educación	2.75	1.05	2.73	1.03
Fumar (cigarrillo, tabaco)	0.05	0.21	0.07	0.25
Consumo de dos o más bebidas azucaradas por semana	0.45	0.50	0.48	0.50
Considerarse pobre	0.40	0.49	0.41	0.49
Personas en el hogar	4.21	1.96	4.20	1.98
Ingreso en el hogar	1.920,003	2.678,594	1.949,177	2.654,433
pensión	0.05	0.38	0.04	0.39
Consulta por prevención al medico	0.72	0.45	0.69	0.46
Consulta por prevención al odontólogo	0.61	0.49	0.59	0.49
¿Tiene alguna enfermedad crónica?	0.16	0.37	0.15	0.36
En los últimos 30 días ¿tuvo alguna enfermedad o accidente?	0.07	0.25	0.07	0.25
Acudió al servicio de urgencias	0.03	0.17	0.03	0.17
Tuvo que ser hospitalizado los últimos 12 meses	0.08	0.27	0.08	0.26
Presenta una limitaciones en salud	0.05	0.21	0.04	0.21