



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

LIII Reunión Anual

Noviembre de 2018

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-6-0

La Desigualdad en salud de los adultos
argentinos: una aproximación por el índice de
concentración y su descomposición

Martínez, Lorena

La Desigualdad en salud de los adultos argentinos: una aproximación por el índice de concentración y su descomposición

Lorena Martínez Benicio

Versión: Agosto 2018¹

Resumen

Este trabajo estudia la evolución en la desigualdad en salud para las personas de 18 o más años de la República Argentina mediante los datos de la Encuesta de Factores de Riesgo de los años 2005, 2009 y 2013. Se calculan índices de concentración para dichos años considerando las variables estado de salud auto-percibida por los encuestados y el logaritmo del ingreso per cápita mensual. La descomposición de los índices sugiere que el ingreso es la variable que más contribuye a la desigualdad (alcanzando casi un 80% de la contribución porcentual en 2013). Otra variable relevante por su participación porcentual en el índice de concentración es el nivel educativo superior completo.

Clasificación JEL: D3, I0, I1.

Palabras clave: Desigualdad en salud, salud auto-percibida, descomposición.

¹ Los errores u omisiones son responsabilidad de la autora. Comentarios, observaciones y sugerencias son bienvenidas. Mail: loremartinezbenicio@gmail.com.

1. Introducción

La salud es una dimensión fundamental del bienestar de la población. Por ello, estudiar la desigualdad en este aspecto es muy relevante para el análisis económico y tal como afirman Cardona et al (2013) es el primer paso para identificar inequidad en salud. Para las autoras, el término se refiere a diferencias innecesarias, evitables e injustas que impiden que cada individuo alcance su pleno potencial en salud. En este sentido, Maceira (2009) asegura que la Argentina posee un sistema de salud fragmentado (donde co-existen obras sociales, cobertura privada y servicio público). Lo que implica, señala el autor, la falta de un fondo único que asegure y ofrezca un paquete homogéneo de servicios a toda la población. Por ello, indica, la capacidad de un individuo a acceder a servicios sanitarios depende de la posibilidad que tenga de aportar a seguros de salud, y de la capacidad financiera y de gestión de esos fondos, o bien en la posibilidad que los sistemas públicos provean cuidados a quienes no tienen ningún tipo de cobertura. Esto indefectiblemente, va a repercutir en estado de salud del individuo, aunque obviamente no sea el único factor.

Asimismo, el sistema argentino de salud se asienta sobre la provisión pública a la que tienen derecho todos los habitantes del país, independientemente que tengan algún tipo de seguro social o privado. Por ello, cualquier ciudadano tiene derecho a recibir una cobertura básica aunque esta es distinta según el lugar que resida. Esto último, obedece a dos factores: el elevado grado de descentralización que tiene el sector público y la brecha de desarrollo y capacidad de atención entre las provincias-Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (2011)-.

En particular, las disparidades que se han mencionado anteriormente pueden reflejarse en la forma que las personas autoevalúan su estado de salud. Es decir, si consideran que en general, es mala, regular, buena, muy buena o excelente. Aunque se podría considerar a esa variable como un indicador subjetivo y por lo tanto, poco confiable como variable *proxy* de salud, la investigación de Idler y Benyamini (1997)² muestra que con ésta se puede predecir la subsecuente mortalidad. Además, Burström y Fredlund (2001)³ afirman que la predicción no varía sistemáticamente por nivel socioeconómico.

Asimismo, la medición de la desigualdad en salud de un país durante distintos periodos de tiempo permite determinar si hubo mejoras en dicha esfera del bienestar. Además, podría encontrar evidencia de la efectividad o no de las políticas públicas realizadas en esta área.

² Véase Leu y Schellhorn (2004).

³ Idem.

El objetivo del trabajo es conocer la evolución de la desigualdad en salud en los años 2005, 2009 y 2013 en los individuos de 18 y más años que habitan la República Argentina. Para ello, se calcularán los índices de concentración empleando como indicador la autoevaluación el estado de salud. Asimismo, se determinarán los factores que influyen en dicha desigualdad mediante la descomposición de los índices de concentración para cada año.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: En la segunda sección se detallarán los antecedentes vinculados al tema de investigación. En la tercera sección se explicará la metodología y los datos empleados. Asimismo, en la cuarta sección se presentarán los resultados obtenidos. Finalmente, se expondrán las conclusiones en la quinta sección.

2. Antecedentes

El estudio de desigualdad en salud empleando como indicador la autoevaluación del estado de salud (SA) tiene una vasta literatura a nivel internacional mientras que, en América Latina los trabajos se han concentrado en medir a desigualdad en salud mediante un grupo de indicadores. En particular, a nivel nacional la literatura que mide desigualdad en salud no es tan amplia y no ha empleado como indicador de salud a SA.

En cuanto al estudio a nivel internacional de la temática, varios artículos calculan índices de concentración para comparar un grupo de países en un periodo determinado como van Doorslaer et al (1997) que analizan a los Estados Unidos y países europeos. Además, existen trabajos que investigan únicamente la desigualdad en salud para países europeos y determinan los factores que influyen en la misma mediante la descomposición del índice de concentración (IC). Se puede mencionar por ejemplo, van Doorslaer y Koolman (2004) para 13 estados de la Unión Europea y Johansen (2011) que se enfoca particularmente en la salud de los mayores de 50 años en 10 países. Asimismo, Hernández-Quevedo y Masseria (2013) estudian a un grupo de 20 naciones europeas y como disponen de datos para diferentes años pueden observar la evolución de la desigualdad en cada uno de los países mediante el IC estándar y el IC de Erreygers. En los años examinados, las autoras encuentran que en pocos países la desigualdad se reduce. En los trabajos mencionados anteriormente el índice de concentración hallado es positivo (la desigualdad favorece a los más ricos de la población) para todos los países examinados excepto para Austria en Johansen (2011) donde el indicador es negativo.

Por otra parte, Leu y Schellhorn (2004) analizan la evolución del índice de concentración en salud para Suiza con los datos de una encuesta nacional para cuatro años distintos. Los resultados muestran que el IC es positivo y se ha mantenido estable en el tiempo.

En Latinoamérica se puede nombrar al proyecto Equidad en Salud en América Latina y el Caribe que ha desarrollado investigaciones para seis países (Brasil, Chile, Colombia, Jamaica, México y Perú) donde se analizan varios indicadores de salud vinculados a la autoevaluación de la misma y a su cuidado. Por ello, obtienen el IC y el índice de desigualdad horizontal y su descomposición para determinar los factores más relevantes que influyen en la desigualdad. De estos trabajos, entre los que emplean SA se puede mencionar a Scott y Theodore (2013) –examinan Jamaica en dos períodos y el IC muestra que SA es pro-pobre- y Ruíz Gómez et al (2013) que emplea datos de Colombia donde SA se define como binaria (salud buena/menos que buena) y el IC es negativo. Los autores descomponen el índice de desigualdad horizontal para esa variable y encuentran que los principales factores que explican la desigualdad son el gasto del hogar, la tenencia de una cobertura social y la educación. Asimismo, en Vásquez et al (2013) el IC de SA para Chile es negativo en los tres años estudiados pero en el último año que examinan el IC redujo (en valor absoluto) su magnitud. Por último, Almeida et al (2013) trabajan con datos de Brasil, el IC de SA muestra su carácter pro-pobre y se ha mantenido sin cambios en los tres años examinados.

Por otro lado, para Argentina De Santis y Herrero (2009) estiman los índices de concentración y su descomposición aunque consideran variables de atención sanitaria las consultas médicas y odontológicas realizadas por individuos de 18 y más años. Los datos surgen de la Encuesta de Condiciones de vida del año 2001. Los índices de concentración para el uso servicios de salud son positivos, por lo cual se favorece a las personas con mayores recursos. Las autoras encuentran que los factores más relevantes de la desigualdad son el ingreso per cápita familiar, haber sufrido algún malestar y tener cobertura de salud.

FIEL (2007) es un trabajo que analiza la desigualdad en salud para Argentina investigando determinantes de salud, el estudio de hábitos y conductas individuales como así también el acceso a la atención médica. En una sección del artículo, calcula las curvas de concentración para consultas médicas, hospitalizaciones y la provisión de medicamentos gratuitos a través del programa Remediar. Las curvas reflejan el carácter pro-pobre de esos servicios.

Por otro lado, un tema fundamental en la literatura es la discusión acerca de las formas de transformar la variable autoevaluación de estado de salud (categórica y ordinal) a binaria o continua para que se pueda calcular el índice de concentración. Las metodologías han cambiado notablemente con los años. La primera estrategia adoptada por los investigadores era convertirla en binaria fijando arbitrariamente una escala para determinar si el individuo era saludable o no. La limitación que presentaba era que los resultados podían variar en función del punto de corte.

Otro modo, era suponer una cierta forma funcional a la distribución de SA por ejemplo, van Doorslaer et al (1997) asumen que la distribución de frecuencias a través de las categorías de SA está generada por una variable latente que surge de una distribución lognormal estándar. Por otra parte, van Doorslaer y Jones (2003) incorporan un método que mapea un índice de utilidad con una variable latente que determina la autopercepción del estado de salud. Esta última metodología se adoptará en el presente artículo por lo cual, se explicará con mayor detalle en la próxima sección. En este sentido, es habitual encontrar que la literatura más reciente opte por la propuesta de van Doorslaer y Jones (2003) tal es el caso de Leu y Schellhorn (2004) y Johansen (2011) salvo el caso de Hernández-Quevedo y Maserria (2013) que para calcular los índices de concentración transforman a la variable SA en binaria.

3. Metodología

3.1 Datos

Los datos provienen de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR) relevada por el Ministerio de Salud de la Nación y el Instituto de Estadísticas y Censos (INDEC) en los años 2005, 2009 y 2013. La población objetivo de la encuesta son los individuos de 18 y más años que habitan hogares particulares en localidades de 5000 o más habitantes de la República Argentina. La encuesta tiene como fin conocer la distribución de los factores de riesgo es decir, los determinantes de las enfermedades no transmisibles en la población objetivo; estimar la prevalencia y; determinar el perfil de la población bajo riesgo a través de sus características, sociodemográficas, educativas y del entorno familiar social.

La encuesta tiene un cuestionario dividido en dos bloques uno del hogar y un bloque individual. En el primero se registran datos vinculados a las características habitacionales del hogar y algunos datos que caracterizan al jefe del hogar. El segundo bloque informa sobre características laborales del encuestado (un individuo de más de 18 años seleccionado al azar de cada hogar) e información relativa a los factores de riesgo de enfermedades no transmisibles. Dicha información abarca diversos aspectos tales como salud en general, actividad física, acceso a atención médica, consumo de tabaco y alcohol, hipertensión arterial, peso corporal, hábitos alimentarios y Diabetes de la persona encuestada.

En 2005 el tamaño muestral fue de 51162 viviendas, de las que resultaron encuestables 46308 y se obtuvo respuesta de un total de 41485 viviendas donde se encontraron 41392 hogares. En 2009 el tamaño muestral constaba de 47159 viviendas, de las cuales fueron encuestables 42188 y se obtuvo respuesta de 34934 viviendas donde se hallaban 34732

hogares. Por último, para el año 2013 la muestra fue de 46555 de viviendas. La tasa de respuesta alcanzó el 70,7%. En las viviendas encuestadas había un total de 32365 hogares.

3.2 Variable de salud

La variable estado de salud auto-percibida (SA) es captada por la pregunta de la ENFR: En general, usted diría que su salud es... I) Excelente II) muy buena III) buena IV) regular V) mala. Para el cálculo de los índices de concentración se requiere que SA sea continua o dicotómica pero en este caso, la misma es categórica y ordinal por lo cual, debe ser transformada. Para ello, se sigue la propuesta de van Doorslaer y Jones (2003) se realiza una regresión por intervalos (o datos agrupados) y se predicen los valores del modelo para asignarle un valor entre 0 y 1 a la variable SA de cada individuo en función de sus características. Los autores demuestran que dicha estrategia de estimación es superior en cuanto a su poder predictivo frente a un modelo Probit ordenado y a un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

Para explicar la especificación del modelo se parte -siguiendo a Jones (2000)- de un modelo probit ordenado. Dicho modelo puede ser empleado cuando la variable dependiente toma resultados ordenados múltiples por ejemplo, $y = 1, 2, \dots, m$. En particular, para el análisis que se efectuará la variable SA presenta 5 categorías como ya se explicó en el párrafo anterior. El modelo se puede expresar como:

$$y_i = j \text{ si } \mu_{j-1} < y_i^* \leq \mu_j, j = 1, \dots, m. \quad (3.1)$$

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

Y $\mu_0 = -\infty, \mu_j \leq \mu_{j+1}, \mu_m = \infty$. Dado el supuesto de que el término de error está distribuido normalmente, la probabilidad de observar un valor particular de y es:

$$P_{ij} = P(y_i = j) = \Phi(\mu_j - x_i\beta) - \Phi(\mu_{j-1} - x_i\beta) \quad (3.2)$$

Donde $\Phi(\cdot)$ Es la función de distribución normal estándar. Con observaciones independientes la log-verosimilitud para el modelo probit ordenado es:

$$\text{Log } L = \sum_i \sum_j y_{ij} \log P_{ij} \quad (3.3)$$

Donde y_{ij} es la variable binaria que es igual a 1 si $y_i = j$. Esto puede minimizarse para obtener la estimación de β y de los valores desconocidos del umbral de μ_j .

Regresión para datos agrupados es una variante del modelo anterior donde los valores de los límites (μ) son conocidos. Como estos se conocen, los estimadores de β son más eficientes y se puede identificar la varianza del término de error σ^2 .

En la regresión por datos agrupados las variables dependientes que se utilizarán son los intervalos construidos⁴ por van Doorslaer y Jones (2003) mediante el índice de utilidad en salud⁵ (HUI por sus siglas en inglés) de la Encuesta Nacional de Salud de la Población Canadiense de los años 1994-1995. HUI es un índice genérico de estado de salud, fue creado por la Universidad McMaster y mide aspectos cualitativos y cuantitativos de la salud. Tiene ocho atributos: visión, audición, expresión oral, destreza en las manos, la capacidad para caminar, emoción (relacionado con el sentimiento de felicidad), cognición (posibilidad de recordar) y la presencia de dolencias corporales. HUI asigna un único valor entre cero y uno a cada una de las posibles combinaciones de niveles reportados en los atributos evaluados - van Doorslaer y Jones (2003)-.

En particular, la encuesta canadiense tenía datos de SA y HUI. Por lo cual, los autores suponen un mapeo estable de HUI a la variable latente que determina SA. De esta manera, emplean la información de la distribución empírica de HUI para puntuar los niveles de salud autoevaluada de forma continua entre 0 y 1.

Cabe destacar que al adoptar como referencia el indicador HUI obtenido por la encuesta canadiense, se está suponiendo que hay un mapeo estable de HUI hacia la variable latente que determina SA y que este mapeo se puede emplear no sólo para canadienses sino también para los habitantes argentinos. En este caso se sigue al supuesto de van Doorslaer y Koolman (2004).

Como Johansen (2011) señala la regresión no se puede realizar una interpretación causal de los coeficientes obtenidos porque dicha regresión no surge de un modelo estructural es simplemente una estrategia de estimación. Sin embargo, van Doorslaer y Koolman (2004) aseveran que el modelo puede ser pensado como una forma reducida de un modelo estático de demanda de salud.

Los regresores del modelo de datos agrupados son: el logaritmo del ingreso per cápita familiar, el nivel educativo, grupos por sexo y edad, tener pareja, estar ocupado en el mercado laboral, poseer algún tipo de cobertura de salud y *dummies* de regiones geográficas⁶. La

⁴ En la presente investigación se asigna el intervalo [0, 0.428) a salud auto-percibida mala; [0.428, 0.756) a salud regular y [0.756, 0.897) a buena. Por último, [0.897, 0.947) corresponde a salud muy buena y el intervalo [0.947, 1) a salud excelente.

⁵ Health Utility Index Mark III

⁶ Ver Anexo.

categoría de referencia es una mujer que se encuentra en el grupo de edad de 18 a 22 años con a lo sumo educación primaria incompleta de la región Gran Buenos Aires sin pareja, que no está ocupada y no tiene cobertura de salud.

3.3 Variable socioeconómica

La variable socioeconómica empleada es el ingreso per cápita familiar mensual ⁷ que es el declarado por el encuestado. Para ser utilizada en los cálculos se aplicó logaritmo a la misma. Previamente, el ingreso per cápita familiar mensual fue actualizado por índice de precios del sitio web Inflación Verdadera⁸, de modo que los ingresos están a precios del cuarto trimestre de 2013. Aunque por propiedad de invarianza del IC, multiplicar a la distribución por un escalar no altera los resultados del indicador. Sin embargo, actualizar la variable puede ser útil para comparar por ejemplo, la media del logaritmo de los ingresos para cada año.

3.4 Medición de la desigualdad

La curva de concentración grafica el porcentaje acumulado del indicador de salud (en el eje de las ordenadas) frente a el porcentaje acumulado de la población, ordenado por su nivel socio-económico (generalmente el ingreso) desde el más pobre al más rico (eje de las abscisas). Asimismo, el índice de concentración se define en relación a la curva: Es dos veces el área entre la curva de concentración y la recta de perfecta igualdad (línea de 45° que representa una distribución igualitaria). El indicador toma valores entre -1 y 1.

El índice de concentración es negativo si el área se encuentra por encima de la recta de perfecta igualdad, indicando que la desigualdad en la variable de salud favorece a los individuos más pobres. Por otro lado, si el área está por debajo de dicha línea, el indicador es positivo y la desigualdad favorece a los más aventajados de la sociedad. Es cero si coincide con la recta de 45° aunque también puede ocurrir que existe la misma superficie por encima y por debajo de dicha recta por lo cual se compensan y el indicador vale cero.

Esta medida puede expresarse algebraicamente de varias formas. Una de ellas -siguiendo a O'Donnell et al (2008)- es a través de una fórmula de covarianza que tiene en cuenta datos ponderados: la covarianza entre la variable de salud (s) y el rango en la distribución de la variable de nivel socioeconómico (logaritmo del ingreso per cápita familiar mensual). Ade-

⁷ La encuesta distingue la cantidad de miembros mayores de 18 años en el hogar como así también la cantidad total miembros en el hogar. Esta última variable fue la utilizada.

⁸ Cuenta con el apoyo del Billion Prices Project y la Escuela de Negocios de la Universidad de Harvard. La dirección del sitio es <http://www.inflacionverdadera.com/>

más, esa covarianza es escalada por 2 y dividida por μ , que es la media de la muestra ponderada de s .

$$IC = \frac{2}{\mu} cov(s, r) \quad (3.4)$$

Donde r es el rango relativo de la fracción del individuo i . Es decir, r indica la proporción acumulada ponderada de la población hasta el punto medio de cada peso individual.

En particular, la siguiente expresión vincula una regresión de MCO con la covarianza y es una forma sencilla de obtener el índice con microdatos -O'Donell et al (2008)-:

$$2\sigma_r^2 \left(\frac{s_i}{\mu} \right) = \alpha + \beta r_i + \varepsilon_i \quad (3.5)$$

Donde σ_r^2 es la varianza del rango relativo. La estimación por MCO de β es equivalente al índice de concentración de la ecuación 3.1. A su vez, la fórmula del rango relativo ponderado (que es el componente que multiplica a β) es:

$$r_i = \sum_{j=0}^{i-1} w_j + \frac{w_i}{2} \quad (3.6)$$

Donde w_i es la ponderación muestral escalada para que sume 1, las observaciones se ordenan de menor a mayor por nivel socioeconómico y $w_0 = 0$.

El error estándar del índice es el que surge de la regresión en la expresión 3.2. O'Donell et al (2008) afirman que no hay muchas diferencias entre esta forma de aproximar el error estándar y realizar otras formas de cálculo que implican ajustes como por ejemplo, reemplazar el lado izquierdo de la ecuación 3.2 por s_i .

3.5 Descomposición del índice de concentración

Wagstaff et al (2003) demuestran que si la variable de salud empleada para medir desigualdad, se especifica como un modelo lineal aditivo, entonces el índice de concentración se puede descomponer en la contribución de cada uno de los factores (x_k) de la variable de salud -véase O'Donell et al (2008)-. En particular, los regresores empleados serán los mismos que para el modelo de datos agrupados empleado para determinar el HUI. Entonces, para cualquier modelo de regresión lineal aditivo de la medida de salud (s), puede ser presentada como:

$$s = \alpha + \sum_k \beta_k x_k + \varepsilon \quad (3.7)$$

El índice de concentración (IC) para y se escribe entonces:

$$IC = \sum_k (\beta_k \bar{x}_k / \mu) C_k + GC_\varepsilon / \mu \quad (3.8)$$

Donde μ es la media ponderada de s , \bar{x}_k es la media de x_k , C_k es el índice de concentración para x_k (definido de forma análoga a IC) y GC_ε es el índice de concentración generalizado para el término de error. En definitiva, IC es la suma ponderada de los índices de concentración de las k variables explicativas, la ponderación de x_k es la elasticidad de y con respecto a x_k .

$$\eta_k = \beta_k \frac{\bar{x}_k}{\mu} \quad (3.9)$$

El componente residual (el segundo sumando en la expresión 3.5) muestra la desigualdad de salud que no se explica por la variabilidad de los regresores. Van Doorsaler y Koolman (2004) señalan que en el caso de la regresión por intervalos, no se pueden computar los residuos y la descomposición resulta entonces como el primer término de la ecuación (3.8):

$$IC = \sum_k (\eta_k) C_k \quad (3.10)$$

4. Resultados

4.1 Estadísticas descriptivas

En la Tabla 1 se presentan las medias de las variables para el total de la muestra para los años 2005, 2009 y 2013. En general, se puede afirmar que el porcentaje de personas que reportan cierta categoría de SA no ha variado sustancialmente en los años analizados. Alrededor de un 2% asevera que su salud es mala mientras que, un 17% reporta salud regular (en 2013 ambas categorías aumentaron en 1%). Además, en 2005 un 45% de los encuestados tenía buena salud pero en los años posteriores el porcentaje se ubicó cerca del 43%. Muy buena salud tenía un 25% de la población encuestada en 2005, casi el 27% en 2009 y un 24% en 2013. Por último, reportaron salud excelente un 9% de los consultados en 2005, un 11% en 2009 y un 12% en 2013. En resumen, a pesar de estas leves variaciones casi el 80% de la población reporta salud al menos buena en cada uno de los años estudiados.

Asimismo, el logaritmo del ingreso per cápita familiar mensual ha tenido una tendencia creciente en los años analizados. Aproximadamente un 60% de la muestra tenía pareja y dicho porcentaje no cambió mucho con los años. Así también, más del 70% de la población tiene al menos educación primaria completa y a lo sumo nivel superior incompleto en los años examinados. Se puede observar que con los años han ganado participación porcentual los grupos etáreos más altos tanto para los hombres como para las mujeres. Tanto para 2005, 2009 y 2013 la mayor parte de la población vive en el Gran Buenos Aires y aproximadamente el 62% de los encuestados está ocupado.

Tabla 1. Medias de las variables para el total de la muestra

Variable	2005	2009	2013
Salud Mala	0.0261	0.0212	0.0313
Salud Regular	0.1731	0.1713	0.1812
Salud Buena	0.4551	0.4268	0.4286
Salud Muy buena	0.2532	0.2688	0.2382
Salud Excelente	0.0925	0.1119	0.1208
log_ing	6.8631	7.2538	7.4288
pareja	0.6050	0.5902	0.5813
pri_inc	0.1293	0.1076	0.0986
pric_secinc	0.4301	0.3997	0.3827
sec_sui	0.3195	0.3467	0.3624
supc	0.1211	0.1460	0.1563
m18_22	0.0608	0.0639	0.0575
m23_27	0.0552	0.0541	0.0610
m28_32	0.0559	0.0526	0.0511
m33_37	0.0540	0.0525	0.0538
m38_42	0.0521	0.0485	0.0473
m43_47	0.0391	0.0413	0.0448
m48_52	0.0395	0.0418	0.0378
m53_57	0.0374	0.0395	0.0349
m58_62	0.0339	0.0386	0.0339
m63_67	0.0257	0.0303	0.0326
m68_72	0.0242	0.0250	0.0237
m73_77	0.0210	0.0189	0.0202
m78_82	0.0148	0.0147	0.0144
m83mas	0.0109	0.0110	0.0125
v18_22	0.0705	0.0641	0.0631
v23_27	0.0534	0.0535	0.0542
v28_32	0.0465	0.0548	0.0505
v33_37	0.0426	0.0425	0.0554
v38_42	0.0437	0.0400	0.0432
v43_47	0.0399	0.0358	0.0380
v48_52	0.0377	0.0340	0.0374
v53_57	0.0353	0.0362	0.0332
v58_62	0.0339	0.0311	0.0276
v63_67	0.0224	0.0238	0.0249
v68_72	0.0186	0.0186	0.0182
v73_77	0.0145	0.0163	0.0132
v78_82	0.0115	0.0092	0.0092
v83mas	0.0050	0.0073	0.0062
gba	0.3945	0.3640	0.3733
pampeana	0.3311	0.3506	0.3343
noroeste	0.0984	0.1034	0.1024
noreste	0.0682	0.0723	0.0734
cuyo	0.0637	0.0643	0.0644

Tabla 1. (Continuación)

Variable	2005	2009	2013
patagónica	0.0440	0.0453	0.0522
ocupado	0.6280	0.6289	0.6269
cobertura	0.6460	0.7491	0.7220
Observaciones	41,392	34,732	32,365

Fuente: Elaboración propia en base a ENFR. 2005.

En las Tablas 2, 3 y 4 se reportan los porcentajes de encuestados por decil del ingreso per cápita familiar mensual según la categoría de SA para los años analizados. Se puede concluir que los niveles más bajos de salud (mala y regular) son declarados en mayor porcentaje por los individuos que pertenecen a los deciles de ingreso per cápita familiar más bajos. En cambio, para el estado de salud buena los porcentajes de personas que declaran dicho nivel no varían sustancialmente en cuanto a los distintos deciles. Por último, a medida que crece el decil la participación de los encuestados que reportan un buen nivel de salud (muy buena o excelente) se incrementa. En resumen, hay una relación positiva entre estado de salud reportado y nivel de ingresos -como es esperado-.

Tabla 2. Porcentaje de encuestados por decil del ingreso per cápita familiar según SA, Año 2005

Decil	SA					Total
	Mala	Regular	Buena	Muy Buena	Excelente	
1	4.55%	23.15%	51.12%	14.82%	6.36%	100.00%
2	3.38%	23.08%	48.10%	17.58%	7.87%	100.00%
3	3.67%	23.46%	47.66%	18.02%	7.19%	100.00%
4	4.06%	19.66%	44.27%	22.41%	9.60%	100.00%
5	2.21%	15.64%	48.75%	24.34%	9.07%	100.00%
6	2.02%	16.64%	44.79%	28.05%	8.50%	100.00%
7	2.60%	15.83%	44.96%	26.19%	10.41%	100.00%
8	1.97%	15.35%	44.68%	29.14%	8.86%	100.00%
9	0.55%	10.36%	41.31%	36.62%	11.16%	100.00%
10	1.11%	9.92%	39.49%	36.01%	13.46%	100.00%

Fuente: Elaboración propia en base a ENFR 2005.

Tabla 3. Porcentaje de encuestados por decil del ingreso per cápita familiar según SA, Año 2009

Decil	SA					Total
	Mala	Regular	Buena	Muy Buena	Excelente	
1	2.93%	25.62%	44.24%	18.48%	8.73%	100.00%
2	2.70%	23.35%	46.68%	19.20%	8.08%	100.00%
3	2.44%	19.70%	45.27%	22.32%	10.27%	100.00%
4	1.98%	20.48%	41.56%	26.19%	9.80%	100.00%
5	2.17%	18.79%	44.06%	24.05%	10.94%	100.00%
6	2.75%	15.20%	42.91%	27.10%	12.04%	100.00%
7	2.52%	16.69%	41.62%	29.05%	10.13%	100.00%
8	1.89%	12.36%	41.05%	31.56%	13.14%	100.00%
9	0.68%	10.79%	42.35%	34.22%	11.95%	100.00%
10	1.14%	8.33%	37.06%	36.65%	16.81%	100.00%

Fuente: Elaboración propia en base a ENFR 2009.

Tabla 4. Porcentaje de encuestados por decil del ingreso per cápita familiar según SA, Año 2013

Decil	SA					Total
	Mala	Regular	Buena	Muy Buena	Excelente	
1	4.12%	22.79%	43.81%	18.87%	10.41%	100.00%
2	3.34%	26.49%	42.00%	17.49%	10.68%	100.00%
3	3.82%	20.18%	47.71%	16.79%	11.50%	100.00%
4	3.58%	18.52%	44.07%	23.06%	10.77%	100.00%
5	3.41%	17.27%	42.70%	22.64%	13.98%	100.00%
6	2.93%	18.89%	41.42%	24.73%	12.03%	100.00%
7	4.29%	18.71%	43.12%	23.30%	10.57%	100.00%
8	1.90%	17.01%	39.19%	27.42%	14.48%	100.00%
9	2.73%	11.07%	44.68%	29.75%	11.78%	100.00%
10	1.14%	10.25%	39.90%	34.13%	14.58%	100.00%

Fuente: Elaboración propia en base a ENFR 2013.

4.2 Índices de concentración y su descomposición

En primer lugar, se calcularon las regresiones por intervalo correspondientes a cada año donde la variable dependiente es la medida de salud y las independientes: el logaritmo del ingreso per cápita familiar mensual, el nivel educativo, grupos por sexo y edad, tener pareja, estar ocupado en el mercado laboral, cobertura de salud y *dummies* de las regiones geográficas (Tabla 5). Tal como se ha señalado en esta metodología es útil sólo a fines estadísticos y no se puede establecer una relación causal porque no es un modelo estructural de salud. Cabe destacar que existe una relación positiva y estadísticamente significativa al 1% entre el estado de salud y el logaritmo del ingreso per cápita familiar para los tres años analizados.

Otro dato que suministra la Tabla 5 es que existe una relación positiva entre nivel educativo y la variable de salud. Además, el efecto demográfico es el esperado: el estado de salud decrece cuando la edad aumenta (esto ocurre para ambos sexos). Asimismo, niveles de educación más altos son estadísticamente significativos y se vinculan con un mejor estado de salud. Sin embargo, estar en pareja no se asocia ni a un estado mejor o peor de salud (no es estadísticamente distinto de cero a ningún nivel usual de significancia). Por otra parte, estar ocupado está vinculado a niveles de salud mayores al igual que contar con una cobertura de salud.

En cuanto a las variables binarias de región en casi todos los casos existe una relación negativa con el estado de salud (salvo la región Pampeana). La relación es estadísticamente significativa al 1% en todos los años como en el Noroeste y la Patagonia. En otros casos, las relaciones sólo son significativas para dos años (Región Pampeana que es positiva) o para un único año como en Cuyo. Para la región del Noreste el coeficiente es negativo y su nivel de significancia es del 10% en el año 2005 y del 1% en el resto de los años.

Tabla 5. Regresión por intervalos

Variable	Regresión por intervalos		
	2005	2009	2013
log_ing	0.0173 (0.0018)***	0.0136 (0.0012)***	0.0141 (0.0017)***
pareja	0.0025 (0.0025)	-0.0015 (0.0021)	0.004 (0.0029)
pric_secinc	0.0292 (0.0050)***	0.0228 (0.0039)***	0.0327 (0.0061)***
sec_sui	0.051 (0.0050)***	0.0473 (0.0041)***	0.0559 (0.0062)***
supc	0.0616 (0.0057)***	0.0661 (0.0043)***	0.0801 (0.0064)***
m23_27	-0.012 (0.0044)***	-0.0129 (0.0043)***	-0.0221 (0.0046)***
m28_32	-0.0332 (0.0054)***	-0.0244 (0.0042)***	-0.044 (0.0056)***
m33_37	-0.0378 (0.0073)***	-0.0358 (0.0045)***	-0.0529 (0.0049)***
m38_42	-0.0517 (0.0064)***	-0.0491 (0.0051)***	-0.0614 (0.0061)***
m43_47	-0.071 (0.0059)***	-0.0616 (0.0052)***	-0.0975 (0.0081)***

Tabla 5. (Continuación)

Variable	Regresión por intervalos		
	2005	2009	2013
m48_52	-0.0824 (0.0068)***	-0.0784 (0.0059)***	-0.1024 (0.0070)***
m53_57	-0.0878 (0.0074)***	-0.0895 (0.0063)***	-0.133 (0.0099)***
m58_62	-0.1004 (0.0080)***	-0.0967 (0.0060)***	-0.1296 (0.0088)***
m63_67	-0.1147 (0.0083)***	-0.1118 (0.0077)***	-0.1422 (0.0107)***
m68_72	-0.1091 (0.0087)***	-0.1083 (0.0075)***	-0.1356 (0.0101)***
m73_77	-0.1126 (0.0103)***	-0.1163 (0.0082)***	-0.1328 (0.0109)***
m78_82	-0.1468 (0.0161)***	-0.1084 (0.0100)***	-0.1358 (0.0113)***
m83mas	-0.1366 (0.0141)***	-0.1269 (0.0094)***	-0.1226 (0.0172)***
v18_22	0.0035 (0.0073)	0.0156 (0.0042)***	-0.0033 (0.0058)
v23_27	-0.0125 (0.0053)**	-0.0114 (0.0050)**	-0.0176 (0.0054)***
v28_32	-0.0295 (0.0065)***	-0.0164 (0.0054)***	-0.0365 (0.0050)***
v33_37	-0.037 (0.0070)***	-0.0223 (0.0047)***	-0.0446 (0.0057)***
v38_42	-0.0346 (0.0056)***	-0.0296 (0.0050)***	-0.0575 (0.0062)***
v43_47	-0.043 (0.0060)***	-0.0443 (0.0062)***	-0.0744 (0.0081)***
v48_52	-0.0531 (0.0079)***	-0.0627 (0.0063)***	-0.073 (0.0074)***
v53_57	-0.0844 (0.0097)***	-0.0737 (0.0066)***	-0.1035 (0.0083)***
v58_62	-0.0937 (0.0089)***	-0.0851 (0.0068)***	-0.1211 (0.0098)***
v63_67	-0.1081 (0.0096)***	-0.0916 (0.0077)***	-0.1217 (0.0097)***
v68_72	-0.1054 (0.0121)***	-0.0886 (0.0081)***	-0.1375 (0.0177)***
v73_77	-0.1164 (0.0140)***	-0.0925 (0.0084)***	-0.1256 (0.0136)***

Tabla 5. (Continuación)

Variable	Regresión por intervalos		
	2005	2009	2013
v78_82	-0.097 (0.0130)***	-0.1115 (0.0112)***	-0.1332 (0.0149)***
v83mas	-0.1151 (0.0162)***	-0.1051 (0.0158)***	-0.1309 (0.0176)***
pampeana	0.0033 (0.0035)	0.0174 (0.0024)***	0.0113 (0.0034)***
noroeste	-0.0297 (0.0039)***	-0.0184 (0.0028)***	-0.0131 (0.0035)***
noreste	-0.0068 (0.0039)*	-0.0127 (0.0030)***	-0.0103 (0.0037)***
cuyo	-0.0039 (0.0039)	-0.0042 (0.0033)	0.007 (0.0036)*
patagónica	-0.0234 (0.0034)***	-0.0081 (0.0028)***	-0.0109 (0.0033)***
ocupado	0.0206 (0.0032)***	0.0184 (0.0024)***	0.0246 (0.0032)***
cobertura	0.012 (0.0031)***	0.0141 (0.0026)***	0.0178 (0.0033)***
Constante	0.7096 (0.0133)***	0.7286 (0.0094)***	0.7166 (0.0134)***
Observaciones	40646	32666	31964

Fuente: Elaboración propia en base a ENFR 2005, 2009 y 2013. Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. *significativo al 10%, **significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Posteriormente, se obtuvieron los índices de concentración para cada año (Tabla 6). También se reporta el error estándar y el intervalo de confianza al 95%. En dichos intervalos no se encuentra el cero por lo cual, se puede afirmar que los resultados son estadísticamente significativos al 5%. Tanto para 2005, 2009 y 2013 el IC presenta valores pequeños pero positivos: 0.0156, 0.0135 y 0.0107, respectivamente. Como los indicadores son positivos muestran que la desigualdad en la variable SA favorece a los individuos más ricos de la sociedad. A través de los años se observa una caída en la magnitud absoluta del indicador y cabe destacar que los intervalos de confianza no se solapan para los años analizados.

Tabla 6. Índice de concentración según año

Indicador	Año		
	2005	2009	2013
IC total	0.0156	0.0135	0.0107
Error estándar IC total	0.0004	0.0004	0.0005
Intervalo de confianza al 95%	[0.0149; 0.0164]	[0.0128; 0.0143]	[0.0098;0.0116]

Fuente: Elaboración propia en base a ENFR 2005, 2009 y 2013.

Por último, la descomposición del IC se reporta en la Tabla 7. Para cada año se muestra el índice de concentración para cada factor (IC), su elasticidad (E) y su contribución porcentual (C). Según van Doorslaer y Koolman (2004) una positiva (negativa) x% contribución de la variable X puede interpretarse como: la desigualdad en salud sería, *ceteris paribus*, x% más baja (más alta) si la variable X fuera igualmente distribuida en el rango de ingresos o si la variable X tuviera elasticidad en salud igual a cero.

Al examinar la Tabla 7, se puede concluir que las variables con mayor contribución porcentual son el logaritmo del ingreso y el nivel educativo superior completo independientemente del año que se analice. Es claro, obviamente, que hay una correlación positiva entre ingreso y educación. El primer factor tiene una participación del 77.79% en 2005, cae a 65.33% en 2009 y alcanza 79.76% en 2013. Es decir, la participación del logaritmo del ingreso per cápita en 2009 fue menor a la de 2005 pero, en 2013 la contribución creció alcanzando valores levemente superiores a la registrada en 2005. Notar que es cercana al 80% es decir, que el ingreso juega un rol muy importante para explicar la desigualdad en salud.

Por otra parte, la contribución porcentual del nivel educativo superior completo es 26.35% en 2005, 37.24% en 2009 y casi 54.36% en 2013. Es decir, que tuvo una participación creciente durante los años analizados. Leu y Schellhorn (2005) sugieren que el efecto positivo de la educación universitaria o terciaria puede deberse a que los individuos más educados tienden a estar en un ambiente de trabajo que no implica tanto desgaste físico. Otra explicación que dan los autores es que esto condice con la Teoría de Capital Humano que predice que los más educados son más eficientes productores de salud porque tienen más conocimiento acerca de las conductas y hábitos saludables

Luego de estas de las dos variables mencionadas anteriormente, le siguen en orden de relevancia para los años 2005 y 2009, poseer educación secundaria completa o superior incompleta (*sec_sui*) y disponer de una cobertura de salud. En 2013 el orden de importancia de las variables se revierte: contar con algún tipo de cobertura tiene una contribución porcentual levemente superior (casi del 20%) que dicho nivel educativo (cercana al 19%).

Notar que el resto de las variables (grupos de edad por sexo, región donde se habita y estar ocupado) no parecen afectar de forma sistemática a la desigualdad en salud. Aunque existen disparidades de ingresos entre las distintas regiones del país, las contribuciones porcentuales de estas variables son relativamente bajas en comparación a otros aspectos como la educación y el ingreso.

Tabla 7. Índices de concentración, elasticidad y contribución porcentual de las variables explicativas según año analizado

Variable	2005			2009			2013		
	IC	E	C	IC	E	C	IC	E	C
log_ing	0.0814	0.1493	77.79%	0.0712	0.1243	65.33%	0.0632	0.1353	79.76%
pareja	0.0021	0.0006	0.01%	0.0038	-0.0022	-0.06%	-0.0049	0.0019	-0.08%
pric_secinc	-0.1699	0.0143	-15.59%	-0.1763	0.0109	-14.18%	-0.178	0.0155	-25.75%
sec_sui	0.1629	0.0183	19.07%	0.1126	-0.1418	16.06%	0.0826	0.0245	18.90%
supc	0.4926	0.0084	26.35%	0.4412	0.0114	37.24%	0.3833	0.0152	54.36%
m23_27	-0.1378	-0.0006	0.49%	-0.0995	-0.0008	0.55%	-0.0969	-0.0016	1.48%
m28_32	-0.1063	-0.002	1.38%	-0.0459	-0.0014	0.47%	-0.0438	-0.0026	1.05%
m33_37	-0.1636	-0.002	2.13%	-0.0797	-0.002	1.20%	-0.1348	-0.0033	4.10%
m38_42	-0.0883	-0.0028	1.60%	-0.0897	-0.0026	1.75%	-0.0913	-0.0033	2.82%
m43_47	0.0275	-0.0031	-0.54%	-0.0411	-0.0029	0.88%	-0.0673	-0.0051	3.19%
m48_52	0.0203	-0.0035	-0.46%	0.0156	-0.0038	-0.43%	0.0392	-0.0045	-1.65%
m53_57	0.1475	-0.0036	-3.42%	0.0735	-0.0041	-2.24%	0.1033	-0.0054	-5.22%
m58_62	0.1039	-0.0038	-2.51%	0.1351	-0.0043	-4.25%	0.1314	-0.0051	-6.26%
m63_67	0.1652	-0.0033	-3.51%	0.1052	-0.0039	-3.00%	0.1391	-0.0054	-7.02%
m68_72	0.1346	-0.0031	-2.64%	0.1407	-0.0031	-3.23%	0.196	-0.0038	-6.94%
m73_77	0.171	-0.0028	-3.04%	0.1779	-0.0026	-3.38%	0.2472	-0.0032	-7.40%
m78_82	0.2127	-0.0026	-3.52%	0.2347	-0.0018	-3.18%	0.3101	-0.0023	-6.52%
m83mas	0.2044	-0.0017	-2.27%	0.2083	-0.0016	-2.46%	0.2167	-0.0018	-3.73%
v18_22	-0.1508	0.0003	-0.26%	-0.1955	0.0011	-1.63%	-0.2383	-0.0003	0.62%
v23_27	-0.0094	-0.0007	0.04%	-0.0152	-0.0007	0.08%	-0.0598	-0.0012	0.69%
v28_32	-0.0033	-0.0015	0.03%	0.0016	-0.0009	-0.01%	0.0042	-0.0022	-0.09%
v33_37	0.0184	-0.0018	-0.21%	0.0464	-0.001	-0.34%	0.0529	-0.0029	-1.42%
v38_42	-0.0138	-0.0017	0.15%	-0.0281	-0.0013	0.27%	-0.0195	-0.0029	0.53%
v43_47	-0.0181	-0.0019	0.22%	-0.0135	-0.0017	0.17%	-0.0383	-0.0033	1.17%
v48_52	-0.0235	-0.0022	0.33%	0.047	-0.0024	-0.84%	0.0582	-0.0032	-1.75%
v53_57	0.1026	-0.0033	-2.18%	0.1026	-0.0031	-2.31%	0.0787	-0.0041	-3.00%
v58_62	0.2223	-0.0037	-5.24%	0.1355	-0.0031	-3.07%	0.1451	-0.0039	-5.21%
v63_67	0.1941	-0.0027	-3.37%	0.1529	-0.0025	-2.87%	0.162	-0.0036	-5.43%
v68_72	0.1818	-0.0022	-2.61%	0.1628	-0.0019	-2.28%	0.17	-0.0029	-4.64%
v73_77	0.1476	-0.0019	-1.81%	0.0836	-0.0017	-1.08%	0.3184	-0.002	-5.82%

Tabla 7. (Continuación)

Variable	2005			2009			2013		
	IC	E	C	IC	E	C	IC	E	C
v78_82	0.1385	-0.0012	-1.05%	0.1735	-0.0012	-1.51%	0.2748	-0.0015	-3.74%
v83mas	0.3105	-0.0007	-1.40%	0.1465	-0.0009	-0.97%	0.2432	-0.0009	-2.09%
pampeana	0.0378	0.0021	0.51%	0.0752	0.0088	4.86%	0.0625	0.0068	3.99%
noroste	-0.3292	-0.0022	4.64%	-0.3358	-0.001	2.39%	-0.2858	-0.0001	0.36%
noreste	-0.2945	0.0003	-0.58%	-0.2936	-0.0002	0.48%	-0.1943	0	0.01%
cuyo	-0.098	0.0004	-0.25%	-0.1153	0.0003	-0.28%	-0.0777	0.0013	-0.94%
patagónica	0.097	-0.0006	-0.35%	0.1748	0.0002	0.28%	0.2188	0.0002	0.36%
ocupado	0.026	0.0146	2.43%	0.0324	0.0135	3.23%	0.0347	0.0184	5.93%
cobertura	0.2008	0.00925	11.89%	0.1389	0.0128	13.15%	0.1437	0.0147	19.72%

Fuente: Elaboración propia en base a ENFR 2005, 2009 y 2013. Nota: IC: índice de concentración, E: Elasticidad. C: Contribución porcentual.

5. Conclusiones

Este trabajo emplea el índice de concentración para medir desigualdad en salud en Argentina para personas de más de 18 años. Para ello, se considera la autoevaluación del estado de salud, una variable que tiene una larga tradición en la literatura internacional. Sin embargo, no había sido utilizada en la literatura del ámbito nacional. Asimismo, explota los datos de la Encuesta de Factores de Riesgo que había sido instrumentada en tres años distintos por lo cual, se puede observar la evolución de la desigualdad en salud.

Los principales resultados de la investigación arrojan que la desigualdad en salud medida a través del índice de concentración es pro-rica y ha disminuido en un período de casi una década (2005 a 2013). Asimismo, los principales factores que influyen en la desigualdad son el ingreso per cápita familiar mensual y el nivel educativo superior completo.

Los resultados han sido obtenidos considerando que el mapeo del HUI a la variable latente que determina SA es igual independientemente del país que se analice (recuérdese que surge de datos de un encuesta canadiense). Sería interesante incorporar al análisis otra estrategia para transformar la variable categórica de la autoevaluación del estado de salud, por ejemplo, la ENFR tiene para dos años (2005 y 2009) la pregunta: Su estado de salud hoy..., donde el encuestado responde un valor dentro de la escala del 0 a 100. Con estos datos se podría armar intervalos para cada categoría de SA. Aunque habría que examinarla con cuidado ya que, una persona puede reportar estado de salud, por ejemplo bueno y el día de la encuesta se encuentre enfermo y puntúe el estado de salud actual como muy bajo. Sin embargo, es una estrategia posiblemente válida al no contar con otros datos.

Por otra parte, sería relevante incorporar en futuras investigaciones indicadores de acceso a servicios de salud que ya son relevados en la ENFR como las consultas médicas a distintos especialistas.

Por último, se podrían realizar comparaciones con otros países que en sus encuestas incluyen una pregunta vinculada a la autoevaluación del estado de salud, tal es el caso de algunos países que se mencionaron en la revisión de la literatura,

Referencias

- Almeida, G., Sarti, F., Ferreira, F., Díaz, M. y Campino, A. (2013). "Analysis of the evolution and determinants of income-related inequalities in the Brazilian health system, 1998–2008". *Revista Panamericana de Salud Pública*, 33(2), pp. 90–7.
- Cardona, D., Acosta, L. y Bertole, C. (2013). "Inequidades en salud entre los países de Latinoamérica y el Caribe (2005-2010)". *Gac Sanit*, 27(4), pp.292–97
- De Santis, M. y Herrero, V. (2009). "Equidad en el Acceso, Desigualdad y Utilización de los Servicios de Salud. Una Aplicación al caso argentino en 2001". *Revista de Economía y Estadística*, Cuarta Época, 47(1), pp. 125-62.
- Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL) (2007). "Desigualdad en Salud". Buenos Aires: FIEL.
- Gasparini, L., Cicowiez, M. y Sosa Escudero, W. (2012) "Pobreza y Desigualdad en América Latina: Conceptos, Herramientas y Aplicaciones". Buenos Aires: Temas Grupo Editorial.
- Hernández-Quevedo, C. y Masseria, C. (2013). "Measuring income-related inequalities in health in multi-country analysis". *Estudios de economía aplicada*, 31 (2). pp. 455-76.
- Johansen, P. (2011). "Explaining the difference in income related health inequalities among the elderly in European countries using SHARE-data. A cross-country comparison". Lund University.
- Jones, A.M., 2000. Health econometrics. En: Culyer, A.J., Newhouse, J.P. (Eds.), *Handbook of Health Economics*. Elsevier, Amsterdam.
- Leu, R. y Schellhorn, M. (2005). "The Evolution of income-related health inequalities in Switzerland over time". Discussion paper N° 1346. Germany: The Institute for the study of labor.
- Maceira, D. (2009). "Inequidad en el acceso a la salud en la Argentina", Documento de Políticas Públicas/ Análisis N° 52, CIPPEC. Buenos Aires.
- O'Donnell, O., van Doorslaer, E., Wagstaff, A y Lindelow, M. (2008). "Analyzing Health Equity Using Household survey data. A guide to techniques and their implementation". Washington D. C.: Word Bank.
- Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (2011). "El sistema de salud argentino y su trayectoria de largo plazo: logros alcanzados y desafíos futuros". Buenos Aires: PNUD.

Ruiz Gómez, F., Zapata Jaramillo, T. y Garavito Beltrán, L. (2013). "Colombian health care system: results on equity for five health dimensions, 2003–2008". *Revista Panamericana de Salud Pública*, 33(2), pp.107–15.

Scott, E. y Theodore, K. (2013). "Measuring and explaining health and health care inequalities in Jamaica, 2004 and 2007". *Revista Panamericana de Salud Pública*, 33(2), pp.116–21.

van Doorslaer, E. y Jones, A. (2003). "Inequalities in Self-Reported Health: Validation of a New Approach to Measurement." *Journal of Health Economics*, 22.

van Doorslaer, E. y Koolman, K. (2004). "Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries," *Health Economics*, 13 (7), pp. 609-28

van Doorslaer, E., Wagstaff, A., Bleichrodt, H., Calonge, S., Gerdtham, U., Gerfin, M., ...y Winkelhake, O. (1997). "Income-Related Inequalities in Health: Some International Comparisons." *Journal of Health Economics*, 16(1), pp.93–112.

Vásquez, F., Paraje, G. y Estay, M. (2013). "Income-related inequality in health and health care utilization in Chile, 2000–2009". *Revista Panamericana de Salud Pública*. 33(2), pp.98–106.