



Pontificia Universidad Católica Argentina
"Santa María de los Buenos Aires"

DESIGUALDAD DEL INGRESO Y SALUD EN ARGENTINA: ¿UNA RELACIÓN INSALUBRE?

Por Luciano Agustín Pezzuchi

Facultad de Ciencias Económicas

*Departamento de Investigación "Francisco
Valsecchi"*

Documento de Trabajo en Economía
N° 61

Noviembre de 2018

Los autores del presente artículo ceden sus derechos, en forma no exclusiva, para que se incorpore la versión digital del mismo al Repositorio Institucional de la Universidad Católica Argentina y a otras bases de datos que la Universidad considere de relevancia académica.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

DESIGUALDAD DEL INGRESO Y SALUD EN ARGENTINA: ¿UNA RELACIÓN INSALUBRE? ¹

Luciano Agustín Pezzuchi

Resumen

Numerosos estudios han reportado la existencia de una asociación negativa entre la desigualdad del ingreso y un conjunto de resultados de buena salud a nivel agregado. Una relación estadísticamente significativa fue reportada en estudios entre países (Rodgers 1979; Flegg 1982; Wilkinson 1992, 1996) y entre regiones dentro de los países (Kawachi y Kennedy 1997; Kennedy et al. 1998; Lynch et al. 1998). Estos resultados condujeron a los investigadores a argumentar que una alta dispersión del ingreso se traslada “*directamente*” hacia un peor estado de salud. Este argumento fue originalmente desarrollado por Wilkinson (1996) a través de la Hipótesis de Desigualdad del Ingreso (HDI) que sostiene que la desigual distribución del ingreso es un determinante del estado de salud de los individuos.²

Entre las explicaciones teóricas de cómo la desigualdad en la distribución del ingreso se asocia con un peor estado de salud de los individuos se destacan la *explicación psicosocial* tanto a nivel individual (Wilkinson 1996; Wilkinson y Marmot 2003; Wilkinson y Pickett 2009) que sostiene que la desigualdad del ingreso es una fuente de estrés, como a nivel social (Putnam 1993, 1995; Kawachi et al. 1997; Kawachi y Kennedy 1997) que argumenta que es una fuente de desgaste del

¹ Tesis presentada en opción al grado de Magister en Economía Aplicada

² De acuerdo a Wilkinson (1996), la salud de la población está determinada por el ingreso de la población únicamente a niveles bajos de ingreso. De esta manera, a nivel de países, el ingreso es un determinante de la salud antes de que en ellos se produzca la “transición epidemiológica”, donde las enfermedades crónicas (propias de los países más ricos) desplazan a las enfermedades infecciosas (particulares de los países más pobres) como principales causas de muerte.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

capital social y la *explicación neo-materialista* que argumenta que la desigualdad del ingreso es una causa de una menor inversión en asistencia social.

En el presente trabajo se examina la relación entre la desigualdad del ingreso y la salud de los individuos a partir de dos indicadores de salud: la autopercepción de la salud y un Índice Multidimensional de Salud (IMS) diseñado para tal fin. Para ello se utilizan datos a nivel individual y agregado (datos multinivel) de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR) del año 2013. La utilización de un indicador de salud continuo, como el IMS, adicionalmente a la autopercepción de la salud, tiene la ventaja de medir la salud desde varias perspectivas y permite ampliar la utilización de otros modelos econométricos además de los Modelos Logísticos utilizados frecuentemente en la literatura.

Se calcularon tres indicadores de desigualdad del ingreso (el coeficiente de Gini, el índice de Theil y el índice de Atkinson) a nivel jurisdiccional (23 provincias y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires). Los resultados muestran que existe una asociación estadísticamente significativa entre la desigualdad del ingreso y la percepción de la salud, para los índices de Theil y Atkinson, y entre la desigualdad del ingreso y el IMS para los tres indicadores de desigualdad seleccionados, aun controlando por características individuales. Estos resultados confirman la HDI. Sin embargo, dicha relación desaparece luego de controlar por el ingreso medio de la jurisdicción y por la interacción entre niveles para las variables ingreso per cápita y el coeficiente de desigualdad.

Del análisis de la significatividad sanitaria³, surge que la magnitud de la asociación es mayor para la autopercepción de la salud. En particular, un individuo que vive en la jurisdicción con el menor índice de desigualdad del ingreso, tiene un 7% más de probabilidad de reportar una buena salud en relación a un individuo de iguales características, socioeconómicas y conductuales, que vive en la jurisdicción con mayor desigualdad. A diferencia de lo ocurrido con la autopercepción de la salud, los resultados obtenidos para el IMS son más pequeños.

³ Aun cuando el coeficiente de desigualdad del ingreso sea *estadísticamente significativo*, queda por evaluar si es *sanitariamente significativo*. ¿Es el efecto de la desigualdad del ingreso sobre la salud “grande”? Si bien la pregunta es ambigua y las respuestas son múltiples y dependen del juicio de valor del analista; dicho análisis ayuda a formar una idea de cuando el efecto es relevante.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Introducción

Las desigualdades, tanto en las condiciones en las cuales la gente vive y se desarrolla, así como en el estado de salud de la población, son persistentes en todos los países del mundo, ya sean países de ingresos bajos y medios o países de ingresos altos. Dentro de los países, aún en los países más avanzados y ricos, las personas mejor posicionadas en la escala social tienen mejores condiciones de vida y situación de salud que aquellas personas peor posicionadas en dicha escala social.

A través de diferentes estudios se ha identificado, para la mayoría de los países, un gradiente social en salud, según el cual, los grupos menos aventajados tienen una expectativa de vida más reducida y una mayor morbilidad que los individuos mejor posicionados en la escala social (Adler et al. 1993; Marmot 1994; Preston y Taubman 1994; Smith 1999; Lynch et. al 2000; Deaton 2001; Wilkinson y Marmot 2003). El ingreso, la educación y la situación laboral afectan los factores de riesgo, el estado de salud y la mortalidad de los individuos directa e indirectamente a través de factores conductuales, psicosociales y ambientales (OMS 2009).

Entre las dimensiones del gradiente social en salud, la relación entre ingreso y salud, tanto a nivel agregado como a nivel de individuo, es la dimensión que mayor interés ha generado. Al respecto, es ampliamente aceptado que la pobreza constituye un factor de riesgo de la mortalidad prematura y de muchas enfermedades, principalmente enfermedades infecciosas. No obstante, resulta controvertida la idea de que, aun superada la pobreza, el nivel de ingreso continúa siendo un determinante importante de la salud, lo que condujo a un nuevo debate en torno a la hipótesis de que la desigualdad en la distribución del ingreso de la población puede también representar un factor de riesgo adicional para su salud.

Al respecto, Wagstaff y Van Doorslaer (2000) realizaron un agrupamiento de distintas hipótesis que asocian el estado de salud con la desigualdad en la distribución del ingreso, entre las que se destacan principalmente: i) la “*Hipótesis del Ingreso Absoluto (HIA)*” y ii) la “*Hipótesis de Desigualdad del Ingreso (HDI)*”.⁴

⁴ Wagstaff y Van Doorslaer (2000) definieron las siguientes hipótesis: Hipótesis del Ingreso Absoluto (HIA), Hipótesis del Ingreso Relativo (HIR), Hipótesis de Privación (HP), Hipótesis de la Posición Relativa (HPR) e Hipótesis de Desigualdad del Ingreso (HDI).



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

La “Hipótesis del Ingreso Absoluto (HIA)” o “Hipótesis de la Pobreza” supone que lo que incide en la salud de una persona es el nivel de ingreso absoluto. La HIA postula una relación cóncava entre un buen estado de salud e ingreso personal indicando que incrementos adicionales en el nivel de ingreso de un individuo están relacionados con incrementos en la salud de forma decreciente. Asimismo, la HIA establece que existe una asociación entre desigualdad y salud a nivel agregado como consecuencia de la relación cóncava entre el nivel de ingreso y el estado de salud a nivel individual.

Por su parte, la “Hipótesis de Desigualdad del Ingreso (HDI)” o “Hipótesis de Wilkinson”⁵ sostiene que la salud de un individuo se encuentra directamente afectada, además de por el nivel de ingreso absoluto, por el grado de desigualdad en la distribución del ingreso. De esta manera, un individuo que vive en una región con un mayor nivel de desigualdad del ingreso tendrá peor salud que un individuo con un mismo nivel de ingreso pero que vive en una región más igualitaria.

Los primeros estudios referidos a la HDI han reportado la existencia de una asociación entre el nivel de desigualdad en la distribución del ingreso y el estado de salud a nivel agregado en una población. Inicialmente, las unidades de análisis fueron los países (Preston 1975; Rodgers 1979; Flegg 1982; Wilkinson 1992, 1996; Waldmann 1992; Deaton 2001; Mellor y Milyo 2002).

Luego de varios años de investigación y ante los problemas de comparabilidad de las estadísticas internacionales, en particular en relación a la medición de la desigualdad del ingreso, la atención de los investigadores se desvió hacia unidades de análisis más pequeñas como ser las regiones sub-nacionales que conforman los países (Kaplan et al. 1996; Kawachi y Kennedy 1997; Kennedy et al. 1998; Lynch et al. 1998; Subramanian y Kawachi 2004; Lynch et al. 2004; Wilkinson y Pickett 2006).

Estos estudios a nivel sub-nacional poseen la ventaja de que no tienen los problemas de datos que surgen de las investigaciones que utilizan comparaciones internacionales, en particular, el indicador de desigualdad del ingreso es usualmente medido a partir de la información del nivel de ingreso capturada a través de distintas encuestas, ya sean censales o muestrales, las cuales son realizadas de

⁵ El argumento de que las sociedades más igualitarias son más saludables es un argumento particularmente asociado con Wilkinson (1992, 1996, 2000).



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

la misma manera en todos los niveles sub-nacionales.

Posteriormente, muchos investigadores, advirtiendo que la asociación empírica obtenida en los análisis a nivel agregado podría deberse a un efecto estadístico si la salud individual es una función no lineal del ingreso, han puesto en duda la solidez de la especificación de los modelos a nivel agregado (tanto a nivel nacional como sub-nacional) y han identificado la necesidad de recurrir a las características individuales para generar evidencia acerca de la relación entre el nivel de desigualdad en la distribución del ingreso en una población y el estado de salud de los individuos (Kennedy et al. 1998; Daly et al. 1998; Soobader y Leclere 1999; Kahn et al. 2000; Fiscella y Franks 2000; Roux et al. 2000; Mellor y Milyo 2002; Subramanian et al. 2003; Gerdtham y Johannesson 2004; Xi et al. 2005; Hildebrand y Van Kerm 2009).

Entre las explicaciones de la relación entre desigualdad del ingreso y salud se destacan, por un lado el punto de vista *psicosocial* que sostiene que la desigualdad del ingreso tiene un efecto sobre la salud de los individuos debido a que es una fuente de estrés (Wilkinson 1996; Wilkinson y Marmot 2003; Wilkinson y Pickett 2009) y de desgaste del capital social (Putnam 1993, 1995; Kawachi et al. 1997; Kawachi y Kennedy 1997) y por otro lado la visión *neo-materialista* que argumenta que la desigualdad del ingreso es una causa de una menor inversión en las condiciones social y ambiental necesarias para promover la salud entre los individuos de menores ingresos (Lynch y Kaplan 1997).

En relación a lo planteado, el objetivo principal de este trabajo es estimar el efecto de la desigualdad del ingreso a nivel jurisdiccional sobre la salud de los individuos en Argentina. Para ello se utilizarán dos medidas de salud alternativas: i) la autopercepción de la salud y ii) un Índice Multidimensional de Salud (IMS). Se plantea una estrategia de regresión de dos niveles que consideran simultáneamente los ingresos individuales y la desigualdad del ingreso a nivel agregado como variables independientes. También se controla por otras variables socioeconómicas, demográficas y conductuales a nivel de individuo y por el ingreso medio a nivel agregado. Todas estas variables fueron obtenidas a partir de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR) para el año 2013, desarrollada de manera conjunta entre el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) y el Ministerio de Salud de La Nación (MSAL).

El trabajo se presenta de la siguiente manera. En la sección 2 se examina la principal evidencia



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

empírica sobre la relación entre la desigual distribución del ingreso y el estado de salud, diferenciándose entre aquellos estudios en los cuales el estado de salud es medido a nivel agregado de aquellos en los cuales es medido a nivel de individuo. En la sección 3 se presenta el marco conceptual de la salud y sus determinantes, en particular la desigualdad del ingreso. En la sección 4 se delinea la metodología, describiéndose las variables y las fuentes de información utilizadas, el modelo teórico y la estrategia econométrica propuesta para la investigación. Por último, en la sección 5 se presentan los resultados mientras que la sección 6 recoge las principales conclusiones del trabajo.

1. Evidencia empírica sobre la relación entre la desigualdad del ingreso y salud⁶

Uno de los primeros investigadores en sugerir la existencia de una relación negativa entre la desigualdad del ingreso y el estado de salud de los individuos fue Preston (1975). Su análisis consistió en observar la relación a nivel internacional entre el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita y la expectativa de vida al nacer de un conjunto de países desarrollados y en vías de desarrollo en tres décadas del siglo XX (1900, 1930 y 1960). Uno de los resultados obtenidos fue la existencia de una relación cóncava entre la expectativa de vida al nacer y el ingreso real per cápita, lo que sugiere la presencia de rendimientos marginales decrecientes entre el ingreso y la expectativa de vida al nacer.⁷ Esto es, para cada año de medición, se observó una relación no lineal positiva (cóncava) entre la expectativa de vida al nacer y el ingreso real per cápita indicando que incrementos en el nivel de ingreso per cápita están asociados con incrementos en la expectativa de vida al nacer y que esta asociación es más fuerte entre los países de menores ingresos.

El Gráfico 1 muestra una relación cóncava entre la expectativa de vida al nacer y el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita ajustado por paridad del poder adquisitivo para el año 2013. Tal

⁶ Lynch et al. (2004) hacen una revisión de la evidencia empírica sobre la base de 98 estudios que examinan la asociación entre desigualdad del ingreso y salud. Según estos autores, de 26 estudios agregados a nivel país, 15 apoyan la hipótesis de desigualdad del ingreso, 6 no presentan asociación alguna y los 5 restantes presentan un resultado mixto.

⁷ Analíticamente $h_i = f_i(I_i)$, con $f_i' > 0$ y $f_i'' < 0$, donde h_i es el nivel de salud de un individuo e I_i su nivel de ingreso.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

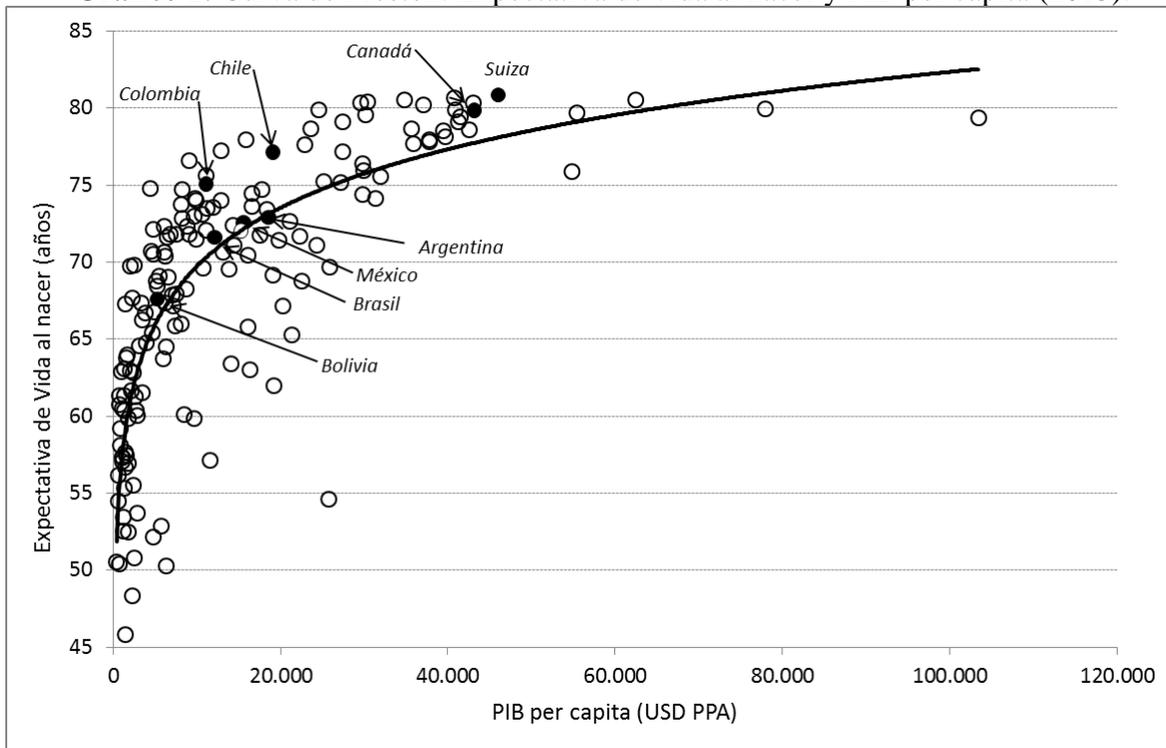
“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

como puede observarse, incrementos en el PIB per cápita se encuentran asociados con mayores incrementos en la expectativa de vida al nacer entre los países más pobres que entre los países más ricos.

Gráfico 1: Curva de Preston. Expectativa de vida al nacer y PIB per cápita (2013).



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Organización Mundial de la Salud (OMS) para la expectativa de vida al nacer y del Fondo Monetario Internacional (FMI) para el Producto Interno Bruto (PIB).

Nota: Algunos países seleccionados fueron etiquetados.

Asimismo, Preston observó que la relación entre la expectativa de vida al nacer y el PIB per cápita se había desplazado hacia arriba durante el siglo XX, esto es, que a cualquier nivel dado de ingreso real per cápita, la expectativa de vida al nacer había aumentado sustancialmente tanto en el periodo 1900-1930 como en el periodo 1930-1960. Según Preston, si el ingreso hubiera sido el único factor determinante, esto es, si los países se hubieran movido únicamente sobre la curva expectativa de vida al nacer/PIB per cápita, la expectativa de vida al nacer global durante el periodo 1930-1960 hubiera aumentado solamente 2,5 años y no los 12,2 años observados. A partir de ello, Preston concluyó que el desvío hacia arriba de la curva expectativa de vida al nacer/PIB per cápita se



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

explica principalmente por factores exógenos.⁸ En base a los resultados de su análisis, Preston sugirió que la expectativa de vida al nacer se disocia progresivamente del ingreso absoluto y que la variación en la expectativa de vida en los países ricos puede estar asociada con la distribución del ingreso.

Posteriormente Rodgers (1979) utilizó datos para 56 países y encontró que la desigualdad del ingreso, medida a través del coeficiente de Gini, es un determinante de la salud. Para ello utilizó la expectativa de vida al nacer, la expectativa de vida a los 5 años y la tasa de mortalidad infantil como indicadores de salud. En las regresiones de expectativa de vida al nacer, la estimación del coeficiente de Gini fue de -40, implicando de esta manera una diferencia en la expectativa de vida al nacer de 12 años entre dos países con igual nivel de ingreso per cápita, pero con valores del coeficiente de Gini de 0,6 y 0,3, que son los valores extremos de las observaciones. Por su parte, Flegg (1982) estudió la relación entre la desigualdad del ingreso y la mortalidad infantil en 46 países en vías de desarrollo. El estudio se diferencia de otras investigaciones en que se incluyen variables explicativas que tienen alguna incidencia sobre las discusiones de política tales como el nivel de analfabetismo de las mujeres, el número de enfermeras por habitante, la cantidad de médicos por habitante y un coeficiente de variación como medida de desigualdad de los ingresos. Entre los resultados se encuentra que el 73% de la variación internacional de la mortalidad infantil puede explicarse por diferencias en estas variables. A su vez, la mortalidad infantil parece ser más sensible a los cambios en la proporción de la población excepcionalmente más rica que a cambios en la parte de la población relativamente más pobre.

Dados los problemas de comparabilidad de las estadísticas internacionales y que el escepticismo en torno a la relación internacional entre la desigualdad en la distribución del ingreso y el estado de salud de la población aumentó, la atención de los investigadores se desvió hacia estudios dentro de

⁸ Para los países desarrollados propuso como factores exógenos a las campañas de vacunación, avances en el desarrollo de tecnologías sanitarias y a las campañas de control de enfermedades, y para los países en vías de desarrollo, el control de insectos, la sanidad ambiental, la educación sanitaria y el fortalecimiento de las capacidades prestacionales, principalmente de servicios sanitarios materno-infantiles, de los establecimientos públicos de salud.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

los países. Esto es, las nuevas unidades de análisis fueron los niveles sub-nacionales.⁹

Kaplan et al. (1996) examinaron la relación entre el estado de salud y la desigualdad en el ingreso a nivel estatal en los Estados Unidos. Para ello utilizaron como medida de desigualdad, el porcentaje del ingreso recibido por la mitad de los hogares menos favorecidos en relación al ingreso total de los hogares y como indicador de salud la mortalidad ajustada por edad. Entre los principales resultados se destaca una asociación significativa entre desigualdad en la distribución del ingreso y mortalidad ajustada por edad. Luego, Kennedy et al. (1998) verificaron la hipótesis de desigualdad del ingreso a nivel regional en los Estados Unidos utilizando la salud autopercibida como variable dependiente y el coeficiente de Gini como medida de desigualdad del ingreso.

Según estos estudios, la desigualdad del ingreso no tiene un “*efecto directo*” sobre la salud individual, sino un “*efecto indirecto*” sobre la salud de la población. La existencia del “*efecto directo*” de la desigualdad del ingreso sobre el estado de salud fue propuesta por primera vez por Wilkinson (1996) quien desarrolló la Hipótesis de la Desigualdad del Ingreso (HDI).¹⁰ Según Wilkinson, a medida que un país se desarrolla y se mueve a través de la transición epidemiológica, la principal causa de las diferencias en el estado de salud se mueve desde las privaciones materiales hacia las desventajas sociales. Al igual que Rodgers, Wilkinson encontró una relación entre expectativa de vida al nacer y desigualdad en la distribución del ingreso entre países ricos, pero a diferencia de aquel, Wilkinson propuso un “*efecto directo*” de la desigualdad en la generación de estrés y daño sobre la salud individual.

A partir de la HDI propuesta por Wilkinson, ha surgido una vasta literatura, principalmente en países avanzados de la OCDE, que se ha ocupado de la relación entre la desigualdad del ingreso,

⁹ Wilkinson y Pickett (2006) identificaron 84 análisis que estudian la relación entre la distribución del ingreso y la salud de la población a nivel de estados, regiones o ciudades.

¹⁰ Adicionalmente, Mellor y Milyo (2002) postularon dos variaciones de la HDI de acuerdo a sus predicciones acerca de las transferencias de ingresos, resultando en consecuencia una versión “débil” y una versión “fuerte” de la HDI. La versión fuerte argumenta que para dos individuos, un individuo con altos ingresos y un individuo con bajos ingresos, una transferencia de ingresos del individuo con altos ingresos al individuo con bajos ingresos mejorará la salud de ambos. Por otra parte, la versión débil de la HDI sugiere que tal distribución del ingreso mejorará la salud del individuo más pobre y empeorará, aunque en menor medida, la salud del individuo más rico.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

analizando los efectos patogénicos de ésta¹¹, y el estado de salud.

En Argentina, con los objetivos de analizar la solidez de la relación entre la desigualdad del ingreso y el estado de salud de la población y de investigar la aplicabilidad de dicha hipótesis en países no pertenecientes a la OCDE, De Maio (2010) utiliza cinco índices de desigualdad (el coeficiente de Gini y cuatro categorías del índice de Entropía Generalizada) y cinco indicadores de salud (la salud precaria, interrupción de actividades habituales, esperanza de vida masculina, esperanza de vida femenina y tasa de mortalidad infantil). Entre los resultados obtenidos se destaca una correlación negativa entre el coeficiente de Gini y la esperanza de vida tanto femenina como masculina. Sin embargo, dicha asociación no se mantiene para todos los índices utilizados.¹² Por otra parte, para el resto de los indicadores de salud no se encontró evidencia de una correlación con ningún índice de desigualdad.

Muchos investigadores, advirtiendo que la asociación empírica obtenida en los análisis a nivel agregado podría deberse a un efecto estadístico si la salud individual es una función no lineal del ingreso, han puesto en duda la solidez de la especificación de los modelos a nivel agregado (tanto a nivel nacional como sub-nacional) y han identificado la necesidad de recurrir a las características individuales para generar evidencia acerca de la relación entre el nivel de desigualdad en la distribución del ingreso en una población y el estado de salud de los individuos.

Según Smith (1999), resulta dificultoso distinguir empíricamente entre el efecto del ingreso absoluto y el efecto de la desigualdad del ingreso sobre la salud utilizando datos a nivel agregado. Por su parte, para Subramanian y Kawachi 2004 los estudios multinivel tienen la ventaja de ser capaces de analizar una asociación directa entre la desigualdad de ingresos a nivel agregado y la salud a nivel individual sin tener en cuenta los efectos de la desigualdad que trabajan a través de la

¹¹ De Maio (2010).

¹² La esperanza de vida masculina se encuentra correlacionada en la dirección esperada con el Índice de Entropía Generalizada para un parámetro de sensibilidad igual a cero. Por su parte, la esperanza de vida femenina se encuentra correlacionada en la dirección esperada con el Índice de Entropía Generalizada con parámetros de sensibilidad igual a cero y uno.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

agregación de datos a nivel nacional o sub-nacional.¹³

Siguiendo a Macinko et al. (2003), Subramanian y Kawachi (2004), Lynch et al. (2004) y Kondo et al. (2009), en la Tabla 1 se presentan las principales características de 14 estudios multinivel seleccionados sobre la asociación entre desigualdad del ingreso y salud. Los criterios de comparación incluyen el indicador de salud utilizado¹⁴, el indicador de desigualdad del ingreso seleccionado, si el estudio es controlado por al menos alguna variable a nivel individual y a nivel agregado, la estrategia econométrica utilizada, la forma de analizar el efecto del indicador de desigualdad del ingreso y si se confirma o no de la Hipótesis de Desigualdad del Ingreso (HDI).

Algunas conclusiones pueden extraerse del análisis de los estudios. La mayoría de los estudios utilizan como indicador sanitario a la autopercepción de la salud. Otros indicadores utilizados en menor medida son la mortalidad, la probabilidad de muerte, el nivel de depresión, el nivel de morbilidad, el Índice de Masa Corporal (IMC), antecedentes de hipertensión, los niveles de sedentarismo y el consumo de tabaco. Si bien Xi et al. (2005) utilizan un Índice de Utilidad de Salud (IUS) que se encuentra entre 0 y 1 a partir de la combinación de ocho atributos (visión, audición, habla, movilidad, destreza, aprendizaje, emoción, dolor e incomodidad), los autores generan una variable dicótoma que toma un valor 1 cuando el IUS se encuentra por encima del valor mediano y un valor cero cuando el IUS se encuentra por debajo de ese valor. Esta decisión se basa en el hecho de que el IUS y su transformación logarítmica no siguen una distribución normal.

Asimismo, existe concordancia entre los estudios en relación a la medida de desigualdad del ingreso, siendo el coeficiente de Gini el indicador utilizado con mayor frecuencia. Otras medidas de

¹³ Lynch et al. (2004), a partir de la revisión de estudios a nivel estatal en los Estados Unidos, sugieren una asociación robusta y positiva entre la desigualdad en el ingreso y una variedad de resultados en salud. Cuando se analizan estudios que utilizan estudios multinivel en los Estados Unidos los resultados parecen ser más difusos. Para otros países ricos tales como Australia, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Japón, Nueva Zelanda, España y Suecia, tanto la evidencia a nivel agregado como multinivel sugieren poco o nulo efecto de la desigualdad en el ingreso sobre indicadores de salud. Algunos efectos inconsistentes también han sido observados en países de ingresos medios y bajos como Brasil.

¹⁴ Algunos estudios utilizan múltiples resultados de salud.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

desigualdad del ingreso utilizadas son el Índice de Robin Hood¹⁵, la participación en el ingreso total del 50% de los individuos más pobres, la varianza del ingreso, la varianza del logaritmo del ingreso y el coeficiente de variación del ingreso. Kawachi et al. (1999) utilizan el capital social (categorías de confianza, grupo de afiliación y reciprocidad) como medida de desigualdad alternativa.

En relación a las variables de control a nivel de individuo, todos los estudios incorporan el ingreso, la edad, el sexo y la educación. Además, algunos estudios controlan por etnia, tabaquismo, obesidad, cobertura de salud, control de salud, educación, composición familiar, situación conyugal y nivel de actividad física regular. La mayoría de los estudios utilizan Modelos Marginales dado que contemplan una variable categórica como indicador de salud a partir de cinco estados de salud autopercebidos. No existe un acuerdo generalizado en relación a la incorporación de variables de control a nivel agregado, siendo el ingreso medio (Fiscella y Franks 1997; Blakely et al. 2000; Subramanian et al. 2003; Xi et al. 2005; Hildebrand y Van Kerm 2009) y el porcentaje de urbanización (Gerdtham y Johannesson 2004) los utilizados. Fiscella y Franks (2000) no incluyen otras variables independientes a nivel de la comunidad, además del nivel de desigualdad del ingreso, dado que, según ellos, variables tales como la falta de oportunidades económicas, las condiciones de inseguridad o el nivel de gasto público son manifestaciones del nivel de desigualdad de ingreso por lo que podrían actuar como mediadores más que como variables explicativas independientes.

En relación al método utilizado para analizar el coeficiente asociado al indicador de desigualdad del ingreso, en algunos estudios se transforma el indicador de desigualdad continuo en una variable categórica agrupándolo en distintas categorías (Kennedy et al. 1998; Kahn et al. 2000; Blakely et al. 2000; Roux et al. 2000; Xi et al. 2005); otros utilizan comparaciones de unidades de desvíos estándar (Fiscella y Franks 2000; Subramanian et al. 2003) o de los valores extremos del indicador (Soobader y Leclere 1999; Bobak et al. 2000) y otros utilizan un cambio de 0,05 puntos de dicho indicador (Blakely et al. 2000; Kondo et al. 2009). Hildebrand y Van Kerm (2009), para analizar los resultados, predicen el cambio en el orden en la distribución de mala salud para cada individuo ante

¹⁵ El Índice de Robin Hood es equivalente a la proporción del ingreso que debe ser redistribuido desde las personas por encima de la media hacia las personas por debajo a fin de lograr una perfecta igualdad. Cuanto más alto es el índice, más desigual es la distribución del ingreso.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

un cambio discreto en la desigualdad del ingreso.

Siguiendo a Macinko et al. (2003), se considera que un estudio confirma la HDI si ofrece, en al menos un resultado, algún soporte en términos de significatividad estadística. De los 14 estudios multinivel analizados, 12 estudios sugieren algún efecto adverso de la desigualdad del ingreso sobre al menos un resultado de salud. Sin embargo, a pesar de la significatividad estadística de dicha relación, en la mayoría de los estudios la magnitud del impacto de la desigualdad sobre la salud es modesta (Kennedy et al. 1998; Kahn et al. 2000; Blakely et al. 2000; Xi et al. 2005; Kondo et al. 2009). Algunos estudios no encuentran una relación estadísticamente significativa entre desigualdad del ingreso y salud (Fiscella y Franks 1997 - después de controlar por el ingreso individual -; Bobak et al. 2000, Mellor y Milyo 2002 y Gerdtham y Johannesson 2004).

En relación a los resultados obtenidos, el mayor efecto observado es un aumento del 50% en la probabilidad de percibir un estado de salud pobre comparando los cuartiles extremos en la distribución de la desigualdad del ingreso entre los hombres blancos en edad laboral (Soobader y LeClere 1999). Por otra parte, el menor efecto observado es de un aumento del 16% en la probabilidad de percibir una mala salud ante un aumento de 1 desvío estándar en la desigualdad del ingreso (Fiscella y Franks 2000). Blakely et al. (2000) muestran que ante un aumento de 0,05 puntos en el coeficiente de Gini, la probabilidad de reportar un estado de salud pobre aumenta entre un 15% y un 30% en función del tiempo de rezago del indicador de desigualdad.

Tabla 1: Principales características de estudios multinivel seleccionados sobre la asociación entre desigualdad del ingreso y salud.

• Autor, año	• País	• Número de unidades a nivel agregado	• Indicador de salud	• Indicador de desigualdad del ingreso	• Variables de control a nivel de individuo	• Variables de control a nivel agregado	• Estrategia econométrica	• Análisis del efecto del indicador de desigualdad del ingreso	• ¿Los resultados confirman la HDI?
• Fiscella y Franks (1997)	• Estados Unidos	• 50 estados	• Probabilidad de muerte	• Participación mediana*	• Edad, sexo, ingreso	• Ingreso medio	• Modelo de Riesgos Proporcionales de Cox	• -	• Si (antes de controlar por el ingreso individual)
• Kennedy et al. (1998)	• Estados Unidos	• 50 estados	• Autopercepción de la salud	• Gini	• Edad, sexo, ingreso, etnia, tabaquismo, obesidad, cobertura de salud, control de salud, educación, composición familiar	• -	• Modelos Marginales	• Categorización del coeficiente de Gini en 4 grupos**	• Si
• Soobader y LeClere (1999)	• Estados Unidos	• 50 estados	• Autopercepción de la salud	• Gini	• Edad, educación, ocupación, ingreso	• Pobreza	• Modelos Marginales	• Contraste de los cuartiles extremos de desigualdad del ingreso	• Si
• Kawachi et al. (1999)	• Estados Unidos	• 50 estados	• Autopercepción de la salud	• Capital social ¹⁶	• Edad, sexo, ingreso, educación, tabaquismo	• -	• Modelos Marginales	• -	• Si

¹⁶ Capital social: categorías de confianza, grupo de afiliación y reciprocidad.

• Autor, año	• País	• Número de unidades a nivel agregado	• Indicador de salud	• Indicador de desigualdad del ingreso	• Variables de control a nivel de individuo	• Variables de control a nivel agregado	• Estrategia econométrica	• Análisis del efecto del indicador de desigualdad del ingreso	• ¿Los resultados confirman la HDI?
• Fiscella y Franks (2000)	• Estados Unidos	• 105 unidades primarias de muestreo	• Nivel de depresión, nivel de morbilidad, autopercepción de la salud y mortalidad	• Participación mediana	• Edad, sexo, ingreso	• - ¹⁷	• Modelos Marginales	• Contraste de un cambio de una desviación estándar en la desigualdad del ingreso	• Si
• Kahn et al. (2000)	• Estados Unidos	• 50 estados	• Síntomas de depresión y autopercepción de la salud	• Gini	• Edad, situación conyugal, etnia, tamaño del hogar, ingreso	• -	• Modelos Marginales	• Categorización del coeficiente de Gini en tertiles	• Si (más pronunciada entre grupos de más bajos ingresos)

HDI: Hipótesis de Desigualdad del Ingreso.

CV: Coeficiente de variación. P_{90}/P_{10} : Cociente entre el percentil 90 y el percentil 10 de ingresos

* Participación mediana: proporción de los ingresos totales obtenidos por la mitad más pobre de la población en la comunidad.

** Para ello se utilizan como puntos de corte, la media y los valores +/- 1 desvío estándar de la media.

¹⁷ El modelo propuesto por Fiscella y Franks no incluye otras variables independientes a nivel de la comunidad además del nivel de desigualdad del ingreso. Según los autores, variables tales como la falta de oportunidades económicas, las condiciones de inseguridad o el nivel de gasto público son manifestaciones del nivel de desigualdad de ingresos por lo que podrían actuar como mediadores más que como variables explicativas independientes.

Tabla 1: Principales características de estudios multinivel seleccionados sobre la asociación entre desigualdad del ingreso y salud. (Continuación).

• Autor, año	• País	• Número de unidades a nivel agregado	• Indicador de salud	• Indicador de desigualdad del ingreso	• Variables de control a nivel de individuo	• Variables de control a nivel agregado	• Estrategia econométrica	• Análisis del efecto del indicador de desigualdad del ingreso	• ¿Los resultados confirman la HDI?
• Blakely et al. (2000)	• Estados Unidos	• 50 estados	• Autopercepción de la salud	• Gini	• Edad, sexo, raza, ingreso ¹⁸	• Ingreso medio	• Modelos Marginales	• Categorización del coeficiente de Gini en 4 grupos*** y contraste de un aumento de 0,05 unidades en el indicador de desigualdad	• Si (solo para los individuos mayores a 45 años y con un rezago del indicador de desigualdad de 15 años)
• Roux et al. (2000)	• Estados Unidos	• 50 estados	• Índice de Masa Corporal (IMC), antecedentes de hipertensión, sedentarismo y tabaquismo	• Gini, Robin Hood, Participación mediana	• Edad, ingreso familiar	• -	• Modelos Marginales	• Categorización de los indicadores de desigualdad en cuartiles	• Si (para el IMC, la hipertensión y sedentarismo)
• Bobak et al. (2000)	• 7 países	• 7 países	• Autopercepción de la salud	• Gini	• Edad, sexo, ingreso, educación,	• -	• Modelos Marginales	• Contraste de las medianas de	• No

¹⁸ Todas las variables fueron modeladas como variables categóricas: la edad en grupos de 10 años; la raza en blancos, negros y otros y el ingreso en 9 grupos.

• Autor, año	• País	• Número de unidades a nivel agregado	• Indicador de salud	• Indicador de desigualdad del ingreso	• Variables de control a nivel de individuo	• Variables de control a nivel agregado	• Estrategia econométrica	• Análisis del efecto del indicador de desigualdad del ingreso	• ¿Los resultados confirman la HDI?
	s		salud		situación conyugal, control percibido		s	desigualdad del ingreso	
• Mellor y Milyo (2002)	• Estados Unidos	• 50 estados	• Autopercepción de la salud	• CV, P ₉₀ /P ₁₀ , Participación mediana	• Ingreso, edad, edad al cuadrado, sexo, etnia, situación conyugal, cobertura de salud, educación	• Ingreso medio	• Modelos Marginales	• -	• No
• Subramanian et al. (2003)	• Chile	• 68 comunidades	• Autopercepción de la salud	• Gini	• Edad, sexo, etnia, situación conyugal, ingreso, urbanización, empleo,	• Ingreso medio	• Modelos Marginales	• Contraste de un cambio de 5 desvíos estándar en la desigualdad del ingreso	• Si

Tabla 1: Principales características de estudios multinivel seleccionados sobre la asociación entre desigualdad del ingreso y salud. (Continuación).

• Autor, año	• País	• Número de unidades a nivel agregado	• Indicador de salud	• Indicador de desigualdad del ingreso	• Variables de control a nivel de individuo	• Variables de control a nivel agregado	• Estrategia econométrica	• Análisis del efecto del indicador de desigualdad del ingreso	• ¿Los resultados confirman la HDI?
--------------	--------	---------------------------------------	----------------------	--	---	---	---------------------------	--	-------------------------------------

• Autor, año	• País	• Número de unidades a nivel agregado	• Indicador de salud	• Indicador de desigualdad del ingreso	• Variables de control a nivel de individuo	• Variables de control a nivel agregado	• Estrategia econométrica	• Análisis del efecto del indicador de desigualdad del ingreso	• ¿Los resultados confirman la HDI?
• Gerdtham y Johannesson (2004)	• Suecia	• 24 condados/284 municipalidades	• Sobrevida en años y el estado de sobrevida al final del periodo de seguimiento	• Gini ¹⁹	• Ingreso, estado de salud al momento inicial del seguimiento ²⁰ , edad, género, situación de migrante, situación laboral, educación, situación conyugal y número de hijos	• Ingreso medio, porcentaje de urbanización	• Modelo de Riesgos Proporcionales de Cox ²¹	• -	• No
• Xi et al. (2005)	• Ontario, Canadá	• 42 unidades de salud pública	• Autopercepción de la salud, Índice de Utilidad de	• Gini	• Ingreso, sexo, nivel educacional, situación conyugal, nivel de actividad física	• Ingreso medio	• Modelos Marginales	• Categorización del coeficiente de Gini en	• Si

¹⁹ Los autores testean el nivel de sensibilidad del coeficiente de Gini como indicador de desigualdad utilizando otras medidas de desigualdad del ingreso tales como el índice de Robin Hood, la participación en el ingreso total del 50% de los individuos más pobres, la varianza del ingreso, la varianza del logaritmo del ingreso y el coeficiente de variación del ingreso. Los resultados no son sensibles a la medida de desigualdad utilizada.

²⁰ Incluyen tres variables diferentes para el estado de salud inicial: el estado de salud auto-reportado, la habilidad funcional y la presencia de alta presión en sangre.

²¹ Los investigadores también utilizan un Modelo Probit así como también otros modelos de duración paramétrica. Los resultados obtenidos a través de estos modelos son similares a los obtenidos por el Modelo de Cox.

• Autor, año	• País	• Número de unidades a nivel agregado	• Indicador de salud	• Indicador de desigualdad del ingreso	• Variables de control a nivel de individuo	• Variables de control a nivel agregado	• Estrategia econométrica	• Análisis del efecto del indicador de desigualdad del ingreso	• ¿Los resultados confirman la HDI?
			Salud (IUS) ²²		regular, hábito de fumar			tertiles	
• Hildebrand y Van Kerm (2009)	• 11 países pertenecientes a la UE	• 11 países	• Autopercepción de la salud, score de mala salud relativa ²³	• Gini	• Ingreso familiar	• Ingreso medio	• Modelo Lineal de Efectos Fijos	• Predicción de la variable dependiente	• Si

²² El IUS es una medida genérica basada en la preferencia del estado de salud de los individuos y mide la capacidad funcional de cada individuo a través de un valor simple que se encuentra entre 0 y 1 a partir de la combinación de ocho atributos: visión, audición, habla, movilidad, destreza, aprendizaje, emoción, dolor e incomodidad. A partir del IUS, los autores generan una variable dicotoma que toma un valor 1 cuando el IUS se encuentra por encima del valor mediano y un valor cero cuando el IUS se encuentra por debajo de ese valor. Esta decisión se basa en el hecho de que esta variable y su transformación logarítmica no siguen una distribución normal.

²³ El score de mala salud relativa no intenta medir el nivel absoluto de salud de un individuo según lo reportado de valor nominal, sino más bien evaluar su nivel relativo de salud cuando se compara con individuos que comparten características similares.

2. Marco conceptual de la salud y sus determinantes

En esta sección se presentan las principales visiones acerca de cómo la desigualdad del ingreso puede afectar a la salud. Para ello, resulta necesario aclarar previamente a qué nos referimos cuando estamos hablando de la salud de los individuos y cuáles son los otros determinantes de la salud adicionales al nivel de desigualdad del ingreso.

Definición de salud

Durante varios siglos, la salud ha tenido diferentes connotaciones. Hasta mediados del siglo XX la salud era considerada como la ausencia de enfermedad y lesiones. De acuerdo a esta definición, la salud es vista en términos negativos, esto es, se consideraba que un individuo tenía una buena salud si no presentaba síntomas de enfermedad o lesión. A partir de la década de 1940, como consecuencia de los cambios socioeconómicos, culturales y epidemiológicos producidos, comienza a gestarse un nuevo concepto de salud.

En el año 1941 Sigerist²⁴, analizando la importancia de la salud para el bienestar de los individuos, afirmó que “un individuo sano es un hombre que está bien balanceado física y mentalmente y bien ajustado a su ambiente físico y social. Este individuo tiene pleno control de sus facultades físicas y mentales, es capaz de adaptarse a los cambios del entorno, siempre que éstos no excedan los límites normales, y contribuye al bienestar de la sociedad de acuerdo a su capacidad.” De esta manera, se comienza a ver a la salud no sólo como la ausencia de enfermedad, sino como algo positivo, es decir, como una aceptación optimista de las responsabilidades que el individuo tiene a lo largo de su vida.

Posteriormente en el año 1945, Stampar presentó una definición de salud que incorpora las dimensiones física, mental y social al definir a la salud como “un estado de completo bienestar físico, mental y social y no solo la ausencia de afecciones o enfermedades”. Luego, la Organización Mundial de la Salud (OMS) admite esta definición y la explicita en su Carta

²⁴ Médico nacido en Francia, formado en Suiza y residido en los Estados Unidos, en donde llegaría a consagrarse como el máximo historiador de la medicina.

Fundacional del 7 de abril de 1946.

La definición de la salud de la OMS pone de manifiesto que "salud" y "enfermedad" no son conceptos antagónicos. Esto es, si la enfermedad es la "alteración más o menos grave de la salud", entonces se debe tener presente que la salud no solo es la ausencia de enfermedad. En base a esta definición, se puede observar que la salud implica bienestar, siendo éste un concepto subjetivo y que trasciende el ámbito físico y psicológico para llegar al contexto social.

En el año 1975, Terris, para superar las críticas establecidas a la definición de la OMS, propone una nueva definición de salud. Terris plantea que existen distintos grados tanto de salud como de enfermedad y que la salud tiene dos dimensiones, una dimensión subjetiva, asociada al bienestar del individuo, y una dimensión objetiva establecida por la capacidad de desempeñarse en distintas funciones tales como trabajar, estudiar, etc. Asimismo, la enfermedad también tiene dos posiciones, una subjetiva y otra objetiva. La subjetiva es el malestar que siente un individuo y la objetiva es la capacidad de desempeñarse en distintas funciones.

Determinantes de la salud

Con el objetivo de estudiar el impacto de las desigualdades sociales en salud se han desarrollado varios enfoques conceptuales entre los que se destaca el propuesto por la Organización Mundial de la Salud (OMS). En particular, el análisis de las inequidades en salud, entendida como la presencia de injustas y evitables o remediabiles diferencias en salud entre diferentes grupos, se encuentra dentro de la Teoría de los Determinantes Sociales de Salud (TDSS). Según esta teoría, los determinantes sociales de la salud comprenden "las circunstancias en las que las personas nacen, crecen, viven, trabajan y envejecen, incluido el sistema de salud".

Según la Teoría de los Determinantes Sociales de Salud (OMS 2010) se distinguen tres grupos de elementos: i) el contexto socioeconómico y político, ii) la posición socioeconómica y iii) los determinantes intermedios (Ver Ilustración 1).

El contexto socioeconómico y político se refiere a los factores estructurales del sistema social tales como la gobernanza política e institucional (definición de necesidades, patrones de discriminación, sociedad civil, rendición de cuentas, transparencia en la administración pública etc.), las políticas



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

macroeconómicas (presupuesto fiscales, monetarios y de balanza de pagos; políticas comerciales y estructura del mercado de trabajo); las políticas públicas de salud y otras políticas de protección social llevadas a cabo (o la ausencia de estas políticas), la educación, la cultura y valor social. Los mecanismos sociales, económicos y políticos determinan la posición socioeconómica del individuo en función de su nivel de ingreso, nivel educativo, condición de actividad, género²⁵, entre otros factores.

Luego, esta posición socioeconómica determina la vulnerabilidad y exposición del individuo a determinadas condiciones comprometedoras para su estado de salud. El nivel de ingreso es el indicador de posición socioeconómica que más directamente mide la disponibilidad de recursos materiales y en particular la posibilidad de acceder a bienes y servicios de salud con calidad.

La educación es uno de los principales determinantes del tipo de empleo e ingreso. Asimismo, el conocimiento y habilidades de los individuos pueden afectar su funcionamiento cognitivo, lo que los hace más receptivos a la información sanitaria. En relación al género, en muchas sociedades las mujeres sufren una discriminación sistemática y ven limitado su acceso a educación, formas de empleos bien remunerados y respetados, poder y prestigio, lo que podría provocar un mayor riesgo sanitario.

En conjunto, el contexto político y socioeconómico y la posición socioeconómica, esto es los determinantes estructurales y sociales de salud, operan sobre los determinantes intermedios (circunstancias materiales y psicosociales, comportamientos conductuales y biológicos y el sistema de salud) para impactar en última instancia sobre los resultados de salud. Por su parte, la cohesión social y el capital social son determinantes que atraviesan tanto los determinantes estructurales e intermedios con características que lo vinculan a ambos.

²⁵ Según la Comisión de Determinantes Sociales de la Salud (CDSS), el “género” se refiere a aquellas características de las mujeres y hombres que están socialmente construidas. Por su parte, el “sexo” se refiere a aquellas características que están biológicamente determinadas.



UCA

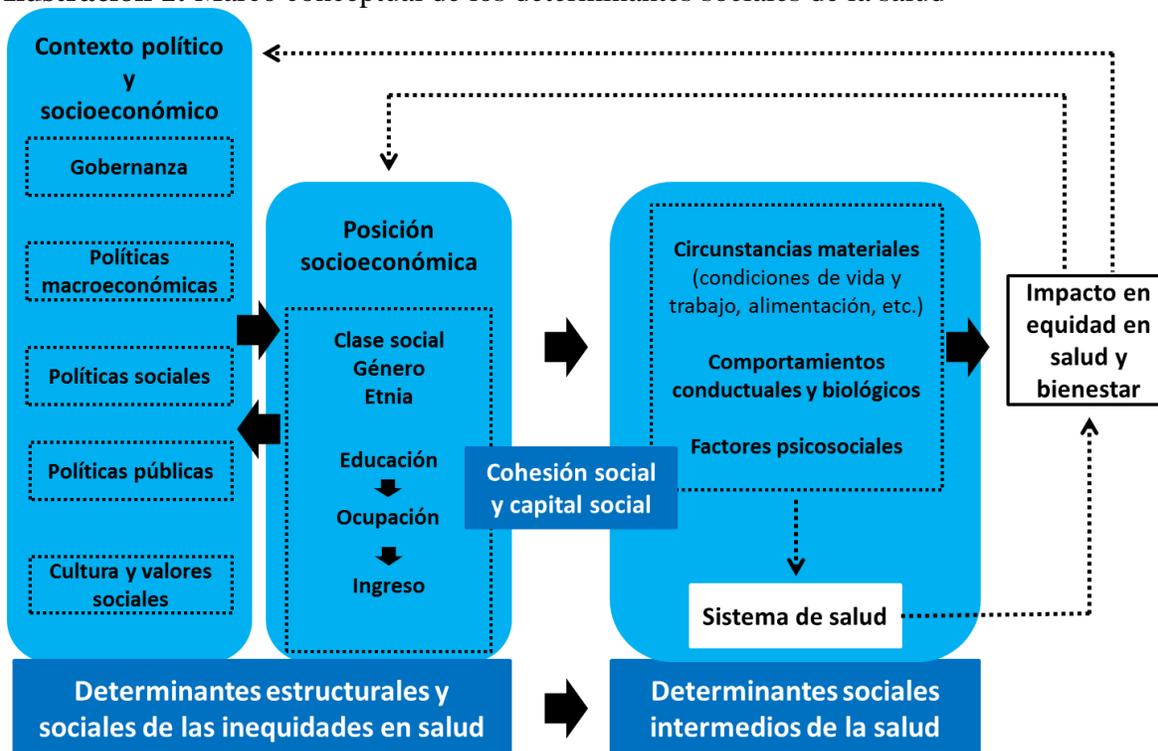
Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Ilustración 1: Marco conceptual de los determinantes sociales de la salud



Fuente: Marco conceptual para la acción sobre los determinantes sociales de salud. Comisión para los Determinantes Sociales de la Salud. Solar (2010).

¿Cómo afecta la desigualdad del ingreso a la salud?

Los intentos por obtener una visión más amplia de los factores determinantes de la salud surgieron principalmente de la investigación sobre las desigualdades en salud dentro de países desarrollados (Wilkinson y Marmot 2003). Estas investigaciones han centrado la atención en las características más generales de la estructura social y económica de los individuos. En particular, ha habido un fuerte debate respecto al rol que tiene la desigualdad en la distribución del ingreso sobre la salud de los individuos. Al respecto, Macinko et al. (2003) identifican un conjunto de posibles explicaciones de cómo la desigualdad del ingreso puede afectar a la salud, presentado en la Tabla 2.

Antes de presentar los mecanismos que relacionan la desigualdad del ingreso a nivel agregado sobre la salud a nivel individual, es importante realizar algunos comentarios sobre el nivel geográfico en el cual la desigualdad del ingreso es medida. Según Subramanian y Kawachi (2003), la escala



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

geográfica en la cual la desigualdad del ingreso es medida es importante dado que determina los patrones y mecanismos prevalentes que relacionan la desigualdad del ingreso con la salud. Según ellos, una asociación observada a niveles sub-nacionales intermedios, podría sugerir la importancia de mecanismos políticos que funcionan a través de disparidades en los niveles de gasto social, entre los que se encuentra el gasto en salud. Esto se explica por el hecho de que la polarización económica, esto es mayor desigualdad del ingreso, implica una mayor polarización en la participación política entre las que se encuentra la decisión de los niveles de gasto social.

Sin embargo, cuando la desigualdad del ingreso es medida en niveles inferiores, donde no se esperarían variaciones significativas en el comportamiento político, y donde los grupos de referencia de cada individuo son más claros de identificar, los factores psicosociales prevalecerán como los principales mecanismos de relación.

Tabla 2: Explicaciones acerca de la relación entre desigualdad de ingresos y salud.

• Explicación	• Sinopsis del argumento
<ul style="list-style-type: none"> • Psicosocial (micro): status social 	<ul style="list-style-type: none"> • La desigualdad del ingreso se traduce en procesos envidiosos de comparación social que refuerzan las jerarquías sociales causando stress crónico que conduce a peores resultados de salud para las personas de menores ingresos.
<ul style="list-style-type: none"> • Psicosocial (macro): cohesión social 	<ul style="list-style-type: none"> • La desigualdad de ingresos erosiona las relaciones sociales que permiten a los individuos trabajar juntos, disminuye los recursos sociales y resulta en un menor nivel de confianza y participación ciudadana, mayor crimen y otras condiciones insalubres.
<ul style="list-style-type: none"> • Neo-material (micro): ingreso individual 	<ul style="list-style-type: none"> • La desigualdad de ingresos significa menos recursos disponibles entre los individuos de menores ingresos, lo que resulta en una disminución de la capacidad para evitar riesgos, prevenir una enfermedad y curar una enfermedad o lesión.
<ul style="list-style-type: none"> • Neo-material (macro): 	<ul style="list-style-type: none"> • La desigualdad de ingresos resulta en una menor inversión en las condiciones social y ambiental



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

• Explicación	• Sinopsis del argumento
desinversión social	(vivienda segura, buenas escuelas, etc.) necesarios para promover la salud entre los individuos de menores ingresos.
<ul style="list-style-type: none"> • Artefacto estadístico 	<ul style="list-style-type: none"> • En una sociedad, los individuos de menores ingresos son usualmente los más enfermos. Por ello, una sociedad con un alto nivel de desigualdad de ingresos tiene un alto número de pobres y por lo tanto una gran cantidad de personas enfermas.
<ul style="list-style-type: none"> • La selección de la salud 	<ul style="list-style-type: none"> • Los individuos no están enfermos porque son pobres, sino que un peor estado de salud reduce los ingresos y limita la ganancia potencial.

Fuente: Macinko et al. (2003).

El primer conjunto de explicaciones lo componen los *factores psicosociales* tanto a nivel individual como colectivo. Siguiendo a Kawachi et al. (1999), existe una distinción entre integración social medida como una característica individual e integración social medida como una característica colectiva, por lo tanto, el mecanismo que relaciona la integración social con la salud difiere de acuerdo al nivel de medición.

A nivel de individuo, la explicación psicosocial postula que los procesos cognitivos de comparación social potencian los niveles de estrés de los individuos que concomitantemente conducen a peores estados de salud. En este sentido, Wilkinson (1996) señala que el estrés, la baja autoestima, los bajos niveles de apoyo social y la falta de control sobre sus propios trabajos están relacionados con peores estados de salud y a su vez tienen un mayor efecto sobre aquellos individuos peor posicionados en la escala social. Bajo largos periodos de estrés, el sistema nervioso e inmunológico de los individuos es afectado, volviendo a éstos más vulnerables al padecimiento de enfermedades infecciosas, diabetes, presión arterial, ataque cardíaco y depresión (Wilkinson 1996, 2002; McCulloch 2001). El estrés altera el equilibrio del cuerpo humano, interfiere con lo que los biólogos denominan homeostasis, esto es, el estado en cual se encuentra un individuo cuando todo está funcionando correctamente y todos los procesos fisiológicos son normales (Wilkinson y



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Marmot 2003, Wilkinson y Pickett 2009).

Uno de los estudios más destacados que apoyaron esta hipótesis fue el estudio Whitehall I (Marmot et. al 1978), a través del cual se investigaron las causas de las enfermedades del corazón y otras enfermedades crónicas.²⁶ El estudio Whitehall I mostró una asociación inversa significativa entre las tasas de mortalidad y la posición de los individuos en la jerarquía de la administración pública. Los hombres posicionados en los niveles más bajos presentaban una tasa de mortalidad que era tres veces superior a la de los hombres posicionados en los niveles más altos.

Posteriormente otro estudio denominado Whitehall II (Marmot et. al 1991), que incluyó a mujeres, demostró que aquellos individuos posicionados en los niveles más bajos en la jerarquía laboral, no sólo presentaban un mayor riesgo de enfermedades del corazón sino también una mayor probabilidad de presencia de cáncer, enfermedad pulmonar crónica, enfermedad gastrointestinal, depresión, suicidio y dolor de espalda. De todos los factores que los investigadores de Whitehall han estudiado con los años, el estrés laboral de los individuos y la sensación de control sobre su trabajo parecen hacer la mayor diferencia.

La explicación psicosocial a nivel colectivo postula que la desigualdad del ingreso produce cambios a nivel social creando un clima de desconfianza, reduciendo la cooperación y la participación voluntaria en actividades sociales, esto es, el capital social. El capital social ha sido definido como el conjunto de características de la organización social tales como las redes, las normas y la confianza social que facilitan la coordinación y el beneficio mutuo (Coleman 1988; Putnam 1993, 1995). Kawachi et al. (1997) identifican tres posibles mecanismos a través de los cuales el capital social puede afectar la salud de los individuos. En primer lugar, el capital social puede influir sobre las conductas saludables de los individuos mediante la promoción de información sanitaria y de conductas saludables. En segundo lugar, el capital social puede influenciar en la salud de los individuos aumentando el acceso a los servicios locales (transporte, establecimientos de salud, lugares de recreación) relevantes para ésta. Es a través de la capacidad de acción colectiva, que el capital social puede ser utilizado como un medio para que los individuos expresen sus preferencias

²⁶ El estudio Whitehall I examinó más de 18.000 funcionarios varones británicos de entre 20 y 64 años de edad y se llevó a cabo durante un periodo de diez años a partir de 1967.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

a los tomadores de decisiones. Por último, las relaciones compartidas a través de diferentes redes (familia, amigos, compañeros de trabajo, clubes y asociaciones, etc.) pueden influenciar sobre la salud de los individuos proporcionando apoyo moral y afectivo actuando como fuente de autoestima y respeto. Este apoyo hace posible combatir los sentimientos de vulnerabilidad e inseguridad derivados de distintas circunstancias adversas de la vida cotidiana.

En esta línea, según Kawachi y Kennedy (1997), la desigualdad en el nivel de ingreso podría afectar la salud de los individuos a través de la erosión de las sociedades y el aumento del nivel de delincuencia. En relación al efecto corrosivo sobre el nivel de vida de la sociedad, el argumento es que la brecha entre los pobres y los ricos ha conducido a la disminución de los niveles de cohesión social y confianza. Respecto al nivel de delincuencia, el principal argumento es que la vergüenza y la humillación que sienten los individuos como consecuencia de las diferencias en el estatus social, desencadenan en actos violentos por parte de éstos. Los individuos que viven en contextos caracterizados por la delincuencia, conductas antisociales y violencia, podrían experimentar más estrés, lo que a su vez con el tiempo podría afectar su estado de salud de manera negativa (Kawachi et al. 1997, 1999; Kennedy et al. 1998; Wilkinson 2002).

El segundo conjunto de explicaciones se compone de los *factores neo-materiales*. Este enfoque sostiene que los factores materiales, tales como el ingreso y las condiciones de vida de los individuos, son los principales determinantes de la salud. El efecto de la desigualdad en la distribución del ingreso sobre la salud funciona a través de exposiciones negativas, falta de recursos materiales y subinversión en capital físico y humano. Según Lynch y Kaplan (1997) la distribución del ingreso es una característica de un sistema económico y social en el que los individuos se desarrollan. Las propiedades estructurales de los sistemas, entre las que se encuentra la desigualdad en la distribución de los ingresos, pueden tener influencias importantes sobre la salud de los individuos más allá de sus características individuales. De esta manera, los investigadores distinguen dos componentes de la relación entre desigualdad del ingreso y salud. En primer lugar, una desigual distribución del ingreso puede estar relacionada con un conjunto de procesos y políticas sociales que sistemáticamente sub-invierten en capital humano y físico, entre las que se encuentra el capital sanitario. Luego, esta subinversión podría tener consecuencias negativas sobre la calidad de la educación y otros servicios sociales que influyen sobre las condiciones de vida y el estado de salud de aquellos individuos peor posicionados en la escala social. Consistente con la



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

hipótesis de que la desigualdad del ingreso está asociada con una subinversión sistemática en infraestructura social, Kaplan et al. (1996) encontraron una alta correlación entre desigualdad del ingreso y un conjunto de indicadores tales como el gasto en cuidado médico per cápita y los niveles de desempleo.

Siguiendo a Kawachi y Kennedy (1999) y Kawachi (2000) a medida que la desigualdad del ingreso aumenta, los intereses entre los pobres y los ricos divergen. Más grande es la brecha de ingresos entre los ricos y los pobres y mayor es la disparidad entre los intereses de ambos grupos. La divergencia de intereses implica una mayor presión por parte de las clases sociales más altas para bajar los impuestos, lo que podría determinar una disminución de los gastos destinados a la protección social de la población más pobre y en consecuencia una disminución de sus oportunidades. De acuerdo a Subramanian et al. (2003), la influencia adversa de una desigual distribución de los ingresos sobre el estado de salud de los individuos puede operar a través de la formulación e implementación de políticas de protección social, en particular políticas de salud. De esta manera, según estos autores, variables de política tales como indicadores primarios de salud, el gasto social, el cuidado de niños, la asistencia alimentaria, la formación profesional, los seguros de salud y de desempleo, la educación infantil, la asistencia de la discapacidad, entre otras, podrían mediar entre la desigualdad en la distribución de ingresos y el estado de salud.

La explicación denominada en la literatura como un “artefacto estadístico” de la relación cóncava entre el ingreso individual y el estado de salud ha sido propuesta por Gravelle (1999).²⁷

El argumento propuesto por Gravelle es que, bajo la existencia de una relación positiva no lineal (cóncava) entre salud e ingreso, si ocurre una transferencia monetaria desde un individuo rico a un individuo pobre, a nivel agregado se podría observar una disminución en la desigualdad del ingreso mientras que el ingreso promedio de la sociedad se mantiene constante. Luego, a nivel individual, el impacto de dicha transferencia sobre la salud de los individuos más pobres será significativo, debido a que le permitirá adquirir bienes y servicios que podrían influenciar positivamente en su salud; mientras que sobre la salud de los individuos más ricos el impacto sería marginal. De esta manera, a nivel agregado, se observaría que, entre un conjunto de países con similar ingreso promedio, aquel

²⁷ Posteriormente, Subramanian y Kawachi (2004) utilizaron el término “efecto de concavidad”.

país con una distribución del ingreso más igualitaria tendrá mejores resultados promedio de salud. A su vez, dentro de un país, la reducción de la desigualdad del ingreso podría estar relacionada con mejores niveles de salud de la población. De esta manera, Gravelle enfatiza el hecho de que la desigualdad en el nivel de ingresos no es un factor de riesgo para la salud individual.

Posteriormente, Deaton (2001) mostró que existe una relación no lineal negativa entre la probabilidad de muerte y el nivel de ingreso a nivel país. A partir de los resultados obtenidos, Deaton concluyó que una transferencia de dinero de la gente rica a la gente pobre genera una pequeña disminución en el nivel de longevidad de la gente rica y un gran aumento en el nivel de longevidad de la gente pobre. Por lo tanto, en igualdad de condiciones, una población con una distribución más igualitaria del ingreso tendrá mejor salud que otra con el mismo nivel de ingreso promedio, pero con una mayor desigualdad de ingresos.

Por último, la *hipótesis de selección de la salud* sostiene que un mal estado de salud precede a un bajo desempeño laboral o a una pobre educación reduciendo los ingresos y limitando la ganancia potencial. Es decir, las personas más enfermas son más propensas a ser más pobres debido a las consecuencias económicas de su enfermedad. Deaton (2003), reconoce la posibilidad de la existencia de una relación causal desde el estado de salud hacia el ingreso, esto es, el estado de salud de un individuo tiene consecuencias sobre sus ingresos. Luego, las políticas que afecten directamente a la salud es probable que tengan un efecto sobre la distribución del ingreso.

3. Metodología

En esta sección se describe la fuente de información utilizada, se plantean la hipótesis y los objetivos generales y específicos del trabajo y finalmente se desarrolla la estrategia metodológica utilizada.

a. Fuentes de información

En el presente trabajo se utiliza información proporcionada por la Encuesta Nacional de Factores de



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Riesgo (ENFR) para el año 2013.²⁸ Si bien en Argentina se han realizado tres ENFR correspondientes a los años 2005, 2009 y 2013, en el presente estudio se decidió utilizar la correspondiente al año 2013 por ser la última encuesta disponible.

Los objetivos principales de la encuesta fueron: i) conocer la distribución de los factores de riesgo en la población de 18 años y más, ii) estimar su prevalencia y iii) determinar el perfil de la población bajo riesgo a través de sus características sociodemográficas, económicas, educativas y del entorno familiar social.

La población objetivo incluye a los individuos de 18 años o más que habitan en hogares particulares en localidades de más de 5.000 habitantes. La población de referencia es de 32.365 individuos, que representan la misma cantidad de hogares dado que en cada hogar se seleccionó una sola persona, agrupados en 6 regiones estadísticas que cubren las 24 jurisdicciones de la República Argentina, esto es, las 23 provincias y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

El método de relevamiento de los datos fue el de entrevista directa y la encuesta contiene dos bloques: un bloque del hogar, destinado a relevar datos sobre condiciones habitacionales, y características demográficas y educativas de todos los individuos que conforman el hogar y datos laborales del jefe del hogar; y un bloque individual, destinado a registrar datos laborales, así como información sobre los factores de riesgos de las enfermedades no transmisibles.

Para la ENFR del año 2013 se realizó una muestra probabilística de personas, a través de cuatro etapas de selección, con estratificación y conglomeración en alguna de las etapas realizadas. En la primera etapa, como unidades primarias de selección (UPS) se seleccionaron aglomerados censales. Para la selección de estas UPS, se las estratificó según su tamaño de población; con inclusión forzosa (probabilidad igual a 1) de las UPS de mayor tamaño. La selección de las unidades segundas de selección (USS) consistió en la selección probabilística de áreas en cada una de las UPS seleccionadas previamente. En general las áreas son radios censales o conjuntos de éstos. La selección de las USS se realizó mediante un muestreo probabilístico, estratificado según el nivel

²⁸ La ENFR fue elaborada de manera conjunta entre el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) y el Ministerio de Salud de La Nación (MSAL) y el relevamiento de los datos fue implementado a través de cada una de las Direcciones Provinciales de Estadística entre los meses de octubre y diciembre del año 2013.

educativo del jefe del hogar. La tercera etapa consistió en la selección de viviendas dentro de cada área seleccionada, esto es, dentro de cada radio censal o conjunto de radios censales seleccionados. Las viviendas fueron agrupadas en 5 segmentos (conjunto de 5 viviendas) los cuales posteriormente fueron seleccionados mediante un muestreo sistemático. Por último, en las viviendas seleccionadas en la etapa anterior se encuestó a todos los hogares. En cada hogar, se seleccionó una persona de 18 años o más mediante un procedimiento probabilístico conocido como la tabla de Kish.

b. Hipótesis

La hipótesis general del trabajo postula la existencia de una relación positiva entre la salud de la población argentina y su nivel de ingreso y una relación negativa con la desigualdad del ingreso de la jurisdicción en la cual reside.

El objetivo general del trabajo es examinar mediante una evaluación cuantitativa la asociación de la desigualdad del ingreso a nivel jurisdiccional con el estado de salud individual medido a partir de un Índice Multidimensional de Salud y la autopercepción de la salud.

En función de este objetivo general se plantean los siguientes objetivos específicos:

- Diseñar un Índice Multidimensional de Salud que permita capturar los distintos atributos de la salud.
- Contrastar, mediante la utilización de diferentes modelos econométricos, la Hipótesis del Ingreso Absoluto (HIA) y la Hipótesis de Desigualdad del Ingreso (HDI) a nivel jurisdiccional (23 provincias y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires) en Argentina para el año 2013.
- Ampliar la escasa evidencia empírica sobre la relación entre desigualdad del ingreso y salud que existe hasta el momento en Argentina.

c. Definición de variables

Variables de salud

Con el objetivo de estudiar la relación entre salud y desigualdad del ingreso, se utilizan dos

variables del estado de salud: la autopercepción de la salud y un Índice Multidimensional de Salud (IMS).

Autopercepción de la salud

Una medida de salud individual utilizada es la "autopercepción de la salud". La ENFR 2013 recoge información acerca de la salud general a través de la pregunta: "En general, ¿usted diría que su salud es excelente, muy buena, buena, regular o mala?" A partir de esta variable se define un indicador binario de salud percibida positiva que corresponde a las respuestas "excelente, muy buena y buena" y a la cual se le asigna un valor 1 y de salud percibida negativa, que agrupa a las respuestas "regular o mala" y a la cual se le asigna un valor de 0 (Soobader y Le Clere 1999; Fiscella y Franks 2000; Mellor y Milyo 2002).

Si bien la autopercepción de la salud no es lo mismo que utilizar medidas de mortalidad y no implica una medida de morbilidad clínicamente diagnosticada, existe evidencia en Estados Unidos y en otros países, que ha establecido que la salud autopercebida es un indicador altamente predictivo de la mortalidad posterior (Idler y Kasl 1995; Idler e Benyamini 1997; Strauss y Thomas 1998). Al respecto, Goldstein et al. (1984) consideran que la salud autopercebida es una medida fiable y robusta del estado de salud general de un individuo dado que a través de este indicador se puede captar información relevante del componente psicosocial de la salud; como por ejemplo información acerca del sistema nervioso, endócrino e inmunológico; que no es posible capturar por otro tipo de medición.

Por su parte, Idler e Benyamini (1997) examinaron 27 estudios que utilizaron la salud autopercebida y encontraron que ésta es un predictor independiente de la mortalidad en casi todos ellos. En algunos de los estudios analizados se le pidió a la población bajo estudio que comparen su estado de salud en relación a otras personas de su misma edad, en otros se les solicitó a las personas que califiquen su salud al momento de responder la encuesta. Según los investigadores, la consistencia de los efectos implica que el concepto de salud autopercebida es relativamente insensible a las variaciones semánticas con las que se formulan las preguntas.

Asimismo, entre los argumentos que justifican la elección de la autopercepción de la salud como un indicador del estado de salud se encuentra el hecho de que ésta se ajusta al concepto más amplio e



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

integral de la salud propuesto por la OMS, donde “la salud es un estado de completo bienestar físico, mental y social, y no solamente la ausencia de afecciones o enfermedades”. Según esta concepción, tener un buen estado de salud no implica únicamente no contraer ningún tipo de enfermedad o la ausencia de discapacidades, afecciones o enfermedades, sino que se establece cuando un individuo percibe que su estado de salud es bueno a partir de la evaluación de un conjunto más amplio de factores, entre los que se encuentran los factores sociales.

Según la información capturada en la ENFR del año 2013, el 12% de los encuestados informaron tener una “salud excelente”, el 23,8% una “salud muy buena”, el 42,8% una “salud buena”, el 18,1% una “salud regular” y el 3,1% una “salud mala”. La proporción de los encuestados que perciben su salud como “buena”, “muy buena” o “excelente” es del 78,7%, un valor muy próximo al observado en la ENFR del año 2009 cuando dicha proporción fue del 80,7%. Por su parte, la proporción de los encuestados varones y mujeres que perciben su salud como “buena”, “muy buena” o “excelente” es del 81,6% y 76,1% respectivamente.

Índice Multidimensional de Salud (IMS)

A partir de la definición de la salud por parte de la OMS, se produjo una aceptación general en relación a que la salud es un concepto “*multidimensional*”. En consecuencia, es creciente la necesidad de que los estudios sobre desigualdad y salud no se limiten únicamente a una sola variable, sino que traten de capturar las distintas dimensiones de la salud, incluyendo percepciones subjetivas del estado de salud general, problemas para el desarrollo de ciertas actividades, dolores o malestares sufridos y la presencia de enfermedades. Si bien, conceptualmente la visión multidimensional de la salud es aceptada, aún existen dificultades importantes para su implementación práctica que deben ser tenidas en cuenta.

Una dificultad surge al momento de decidir qué dimensiones de la salud deben ser evaluadas y a través de qué indicadores se puede medir cada una de ellas. Según la OMS existen dos conjuntos principales de dominios que pueden ser especificados para describir la salud y contribuir a la descripción del estado de salud: i) dominios que miden directamente a la salud y ii) dominios que miden indirectamente a la salud. Entre los dominios que miden directamente a la salud se pueden destacar la audición, la visión, la respiración, el dolor, la destreza, la movilidad, la cognición, la



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

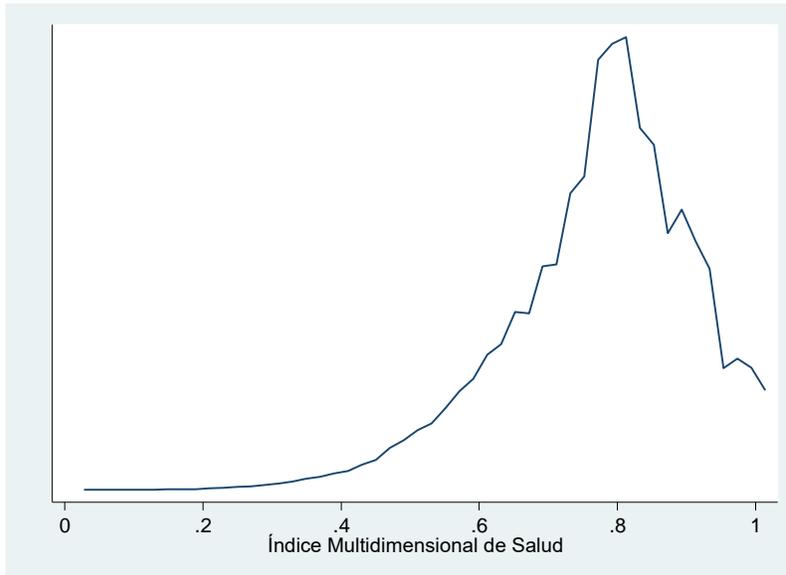
digestión, la piel y la desfiguración, el habla, la respiración, la fertilidad, la energía y vitalidad, el sueño, la comunicación, etc. Por su parte, entre los dominios que miden a la salud de manera indirecta se destacan el cuidado personal, las actividades habituales tanto del hogar como de ocio o trabajo, las relaciones interpersonales, el funcionamiento y la participación social, etc.

Cuando la salud es conceptualizada desde un punto de vista multidimensional, debe ser medida a través de la agregación de diferentes variables que indiquen el estado de salud de los individuos. A los fines del presente trabajo el Índice Multidimensional de Salud (IMS) propuesto provee una medida resumen del estado de salud de cada individuo relacionando tres aspectos: i) la salud autopercebida, ii) la calidad de vida y iii) la presencia de alguna afección crónica. La dimensión de salud autopercebida se compone de un solo indicador: la percepción del estado general de salud por parte del individuo entrevistado. La dimensión de calidad de vida se compone de 5 atributos relacionados con la movilidad, el cuidado personal, las actividades cotidianas, el dolor o malestar y la ansiedad o depresión. Por su parte la dimensión de presencia de alguna afección crónica se compone de ocho atributos, presencia de hipertensión, presencia de diabetes, sobrepeso u obesidad, ataque cardíaco, hipercolesterolemia, accidente cerebrovascular, enfermedad pulmonar obstructiva crónica o enfermedad renal. Luego, se consideraron los niveles de respuesta de cada indicador y se calculó un único valor para cada dimensión. Por último, para el cálculo del Índice Multidimensional de Salud (IMS) se decidió asignar una importancia relativamente equitativa a cada dimensión, esto es un peso $w_j = 1/3$. Esta decisión se argumenta en el hecho de que no existen motivos para considerar que una dimensión es más importante que otra.

De esta manera a través del índice se pretende capturar tanto la percepción del estado general de salud por parte del propio individuo, así como la capacidad funcional y presencia de alguna afección crónica. El índice tiene una escala de 0 a 1 donde 1 representa un estado pleno de salud y 0 un estado grave de salud.²⁹ Los detalles de la construcción del IMS son provistos en el Apéndice.

²⁹ Un “estado grave de salud” solo en términos de los indicadores del Índice Multidimensional de Salud (IMS) propuesto.

Gráfico 2: Función de densidad del Índice Multidimensional de Salud (IMS). Argentina, 2013.



Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR).

Tabla 3: Estadísticas descriptivas de las variables dependientes utilizadas en la regresión.

Variable	Descripción	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Salud_Auto	1=Buena salud; 0=Mala salud	0,787	0,409	0	1
IMS	Índice Multidimensional de Salud	0,776	0,135	0,041	1

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR).

Variables explicativas individuales y de contexto

Se incluyen, como variables explicativas individuales, indicadores socioeconómicos y de comportamiento saludable, que actúan como variables de control, tales como el nivel de ingreso, la edad, el sexo, el nivel de educación alcanzado, el estado civil (Subramanian et al. 2003; Kahn et al. 2000; Gerdtham y Johannesson 2004; Xi et al. 2005); la situación laboral (Subramanian et al. 2003; Gerdtham y Johannesson 2004); la cobertura formal de salud (Subramanian et al. 2003); el nivel de actividad física realizado (Xi et al. 2005), el consumo de tabaco (Xi et al. 2005) y el consumo de frutas y/o verduras. Las variables explicativas a nivel individual se nutren de la información contenida en la ENFR.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

El nivel de ingreso es uno de los principales determinantes del estatus social de un individuo. El estatus social afecta a la salud determinando el grado de control que el individuo tiene sobre las circunstancias de la vida. Por otra parte, el ingreso actúa como un escudo contra la enfermedad a través del acceso a los bienes y servicios médicos (controles básicos de salud, screening para la detección de enfermedades, tratamientos médicos, medicamentos y vacunas, etc.) y no médicos (vivienda adecuada, alimentos y otras necesidades básicas, agua limpia, etc.) que generan un mejor estado de salud.

En el presente trabajo, la unidad de análisis es la persona y se estudia la relación entre el nivel de ingreso individual y su estado de salud, sin embargo, los datos disponibles de ingreso corresponden a los hogares. Dado que las personas viven en hogares en donde se comparte el presupuesto, el nivel de vida de una persona está asociado al ingreso total del hogar y a las características de ese hogar que determinan cómo éste es repartido entre sus miembros.³⁰ Dado que la característica más obvia que se debe tener en cuenta es el número de miembros del hogar, en el presente trabajo se utilizó como medida representativa del bienestar individual, el ingreso per cápita familiar, esto es, el promedio simple de los ingresos obtenidos en el hogar.³¹

Posteriormente se calculó el logaritmo natural del ingreso para controlar por el efecto no lineal del ingreso sobre la salud.

Con el objetivo de analizar la calidad de la información relacionada con el ingreso per cápita de la ENFR, se compararon las funciones de densidad del logaritmo del ingreso per cápita según la

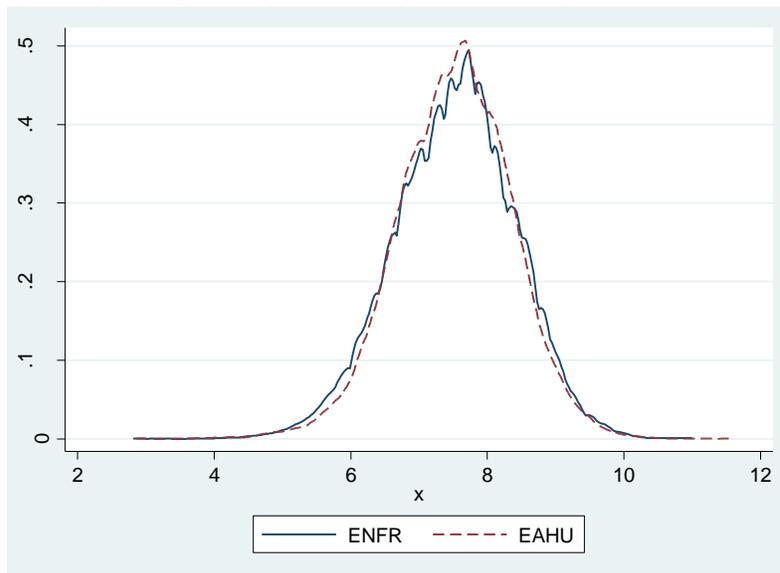
³⁰ En términos analíticos, el nivel de vida x de una persona i que pertenece a la familia h puede escribirse como la función del ingreso total del hogar Y_h y un vector de características demográficas A_h , esto es: $x_{ih} = f(Y_h, A_h)$.

³¹ En el presente trabajo no fue posible utilizar el ingreso por adulto equivalente dado que en la ENFR no hay información referida a las características de todos los miembros del hogar tales como sexo, edad y nivel de actividad física.

Por otra parte, dado que la proporción de personas en hogares unipersonales es minoritaria (17,1%), restringir el análisis a solo este tipo de hogares introduciría un sesgo aún mayor.

ENFR y la Encuesta Anual de Hogares Urbanos (EAHU)³². Como puede observarse en el Gráfico 3, la función de distribución del logaritmo natural del ingreso per cápita según la ENFR tiene un comportamiento similar (una distribución) a la obtenida a partir de la EAHU.

Gráfico 3: Función de densidad del logaritmo natural del ingreso per cápita según ENFR y EAHU. Argentina, 2013.



Fuente: Elaboración propia en base a las ENFR y EAHU 2013.

Entre las restantes características a nivel individual se encuentra la edad simple en años, para capturar los potenciales diferenciales observados en el estado de salud entre los individuos para diferentes edades. Asimismo, se contempla la edad al cuadrado como variable explicativa con el objetivo de capturar la existencia de una relación no lineal entre la edad y el estado de salud. En relación al nivel educativo de los individuos, se utiliza la información disponible en la variable máximo nivel de educación alcanzado (“hasta primario completo”, “primario completo y secundario incompleto” y secundario completo y más”). La educación captura la transición desde la posición socioeconómica recibida de los padres a la posición socioeconómica propia adquirida en la edad

³²La EAHU es una extensión del operativo de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) – encuesta por muestreo realizada en 31 aglomerados urbanos – a través de la incorporación a la muestra de viviendas particulares pertenecientes a localidades de 2.000 y más habitantes, no comprendidas en los dominios de estimación del operativo continuo de la EPH.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

adulto. Asimismo, es un fuerte determinante del empleo y en consecuencia de los ingresos futuros. Por otra parte, los conocimientos y aptitudes provenientes de la educación, pueden afectar la capacidad cognitiva de los individuos volviéndolos más receptivos a los mensajes de prevención y promoción sanitaria o para comunicarse y acceder a los servicios de salud.

Para caracterizar al individuo en relación al estado civil se define una variable binaria que toma un valor 1 si el individuo se encuentra unido³³ o casado y un valor 0 si se encuentra separado, divorciado, viudo o soltero.

Para la situación laboral se define una variable binaria igual a 1 si el individuo se encuentra ocupado y 0 si está desocupado o inactivo. La ocupación de los individuos está directamente relacionada con su ingreso, por lo tanto, existe una asociación directa entre ocupación, que determina el nivel de vida a partir de los recursos monetarios y otras recompensas tangibles provenientes de ésta, y el estado de salud. Los desempleados se encuentran concretamente más expuestos a la pobreza absoluta, entendida ésta como la carencia de las necesidades básicas de la vida. Por otra parte, que un individuo se encuentre ocupado podría implicar que éste obtenga algunos privilegios tales como el acceso a una mejor atención de la salud y a la educación, en relación a individuos que se encuentran desocupados. Asimismo, el lugar de trabajo podría implicar una red social que influye sobre la salud de los individuos a través de procesos psicosociales. Por último, un aspecto clave del empleo se relaciona con la protección contra enfermedades a través de los seguros médicos recibidos.

Se considera que un individuo tiene cobertura formal si tiene obra social o prepaga.³⁴ Mediante la cobertura en salud se intentan capturar diferenciales observados debido a los diferenciales en la posibilidad de acceder a servicios de salud a través de una cobertura formal en salud. El nivel de actividad física se categorizó de la siguiente forma: intenso, moderado o bajo³⁵ y permite clasificar

³³ Unido: Persona que vive en estado marital sin haber contraído matrimonio legal con aquella con la cual convive.

³⁴ Eso es, si declara tener “una obra social (incluyendo PAMI)”, “una prepaga a través de obra social”, y/o “una prepaga a través de contratación voluntaria”.

³⁵ En la ENFR el nivel de actividad física se categorizó de acuerdo a las recomendaciones del cuestionario IPAQ (International Physical Activity Questionnaire).



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

a los individuos en inactivos y activos y medir su nivel de actividad física. Mediante el indicador consumo de tabaco se clasifica a los individuos en función del consumo de tabaco en algún momento de su vida, independientemente de que hayan continuado fumando o no.³⁶ La variable consumo de frutas y/o verduras tiene en cuenta la cantidad de porciones de frutas y verduras y la cantidad de días de consumo en una semana típica, lo que permite clasificar a los individuos de acuerdo a si consume o no al menos 5 porciones de frutas y/o verduras por día en una semana típica. Una dieta saludable constituye uno de los factores más determinantes en la promoción de la salud y el bienestar individual. Un consumo no saludable contribuye al desarrollo de enfermedades cardiovasculares, diabetes, cáncer, enfermedades degenerativas, obesidad, etc.

Los resultados del análisis de estadística descriptiva de todas las variables explicativas a nivel de individuo se presentan a continuación. Para el análisis descriptivo de los indicadores, se utilizaron los factores de expansión correspondientes con el objetivo de obtener una mejor aproximación a la realidad de la población total.

Tabla 4: Estadísticas descriptivas de las variables independientes a nivel de individuo utilizadas en la regresión.

Variable	Descripción	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
IngPc	Ingreso per cápita	2,367	2,425	0	60.000
Ln_IngPc	Logaritmo natural del ingreso per cápita	7,428	0,838	2,81	11
Sexo	1=Varón; 0=Mujer	0,474	0,499	0	1
Edad	Edad	43	17	18	98
Edu2	Primario completo y secundario incompleto	0,382	0,486	0	1
Edu3	Secundario completo y más	0,518	0,499	0	1
Cob_Sal	1=Con cobertura formal; 0=Sin cobertura formal	0,695	0,46	0	1
Est_Civ	1=Unido/Casado; 0=Separado/Divorciado/Viudo/Soltero	0,581	0,493	0	1
Con_Act	1=Ocupado; 0=Desocupado/Inactivo	0,626	0,483	0	1
Niv_Act_Fis2	Nivel de actividad física moderado	0,309	0,462	0	1
Niv_Act_Fis3	Nivel de actividad física bajo	0,537	0,498	0	1

³⁶ Para ello se considera fumadores actuales a aquellos individuos que fuman todos o algunos días en la actualidad y que a lo largo de toda su vida han fumado al menos 100 cigarrillos; ex fumadores a aquellas personas que fumaron alguna vez en su vida al menos 100 cigarrillos y no fuman actualmente y no fumadores a aquellos individuos que nunca fumaron cigarrillos o que si lo hicieron fumaron menos de 100 cigarrillos en su vida.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Con_tabaco	Consumo de tabaco	0,513	0,499	0	1
Con_fv	Consumo de frutas/verduras	0,048	0,21	0	1

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR).

Como medidas de desigualdad del ingreso se utilizan tres índices, el coeficiente de Gini, el índice de Theil y el índice de Atkinson ($\varepsilon = 0,5$)³⁷. Para la construcción de cada indicador se utilizó el ingreso per cápita.

En la Tabla 5 se presentan los valores de los 3 índices de desigualdad para el año 2013 a nivel jurisdiccional utilizadas en el presente trabajo, calculados a partir de la información contenida en la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR).³⁸

³⁷ A ε se lo conoce comúnmente como el parámetro de “aversión a la desigualdad”. Cuanto mayor es, mayor relevancia se les otorga a las transferencias en el extremo inferior de la distribución.

³⁸ La decisión de utilizar la información de la ENFR para el cálculo del coeficiente de Gini en vez de la información disponible en la Encuesta Anual de Hogares Urbanos (EAHU) se basa en el hecho de que la ENFR cubre a las localidades de 5.000 y más habitantes mientras que la EAHU cubre a las localidades de 2.000 y más habitantes. Utilizar la EAHU implicaría contemplar información de ingresos correspondientes a localidades de 2.000 a 5.000 habitantes sin la información sanitaria correspondiente.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Tabla 5. Indicadores de desigualdad por Jurisdicción (2013).

JURISDICCIÓN	GINI	THEIL	ATKINSON ($\epsilon=0,5$)
CABA	0,414	0,291	0,269
Buenos Aires	0,393	0,318	0,289
Catamarca	0,466	0,395	0,351
Córdoba	0,415	0,293	0,377
Corrientes	0,441	0,403	0,404
Chaco	0,423	0,955	0,41
Chubut	0,430	0,365	0,347
Entre Ríos	0,398	0,341	0,378
Formosa	0,400	0,368	0,301
Jujuy	0,396	0,335	0,305
La Pampa	0,404	0,292	0,277
La Rioja	0,366	0,284	0,295
Mendoza	0,399	0,298	0,279
Misiones	0,425	0,363	0,368
Neuquén	0,421	0,461	0,376
Río Negro	0,459	0,382	0,38
Salta	0,433	0,384	0,385
San Juan	0,412	0,338	0,327
San Luis	0,381	0,328	0,308
Santa Cruz	0,416	0,269	0,333
Santa Fe	0,419	0,341	0,281
Santiago del Estero	0,426	0,286	0,336
Tucumán	0,390	0,351	0,315
Tierra del Fuego	0,403	0,285	0,248

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR).

Si bien resulta dificultoso decidir qué factores a nivel agregado podrían ser considerados como “*variables independientes*” de la salud y cuáles como “*variables mediadoras*” entre desigualdad del ingreso y salud; resulta útil considerar variables de control para evaluar la robustez del efecto de la desigualdad del ingreso sobre la salud. Por ello se incluyó como variable independiente a nivel agregado el ingreso medio con el objetivo de analizar si su incorporación como variable de control remueve la asociación entre desigualdad del ingreso y salud. Para el cálculo del ingreso medio se utilizó el ingreso per cápita.

Las estadísticas descriptivas de las variables explicativas a nivel agregado se presentan a

continuación:

Tabla 6: Estadísticas descriptivas de las variables independientes a nivel agregado utilizadas en la regresión.

Variable	Descripción	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Gini13	Coefficiente de Gini de distribución del ingreso del año 2013	0,356	0,016	0,310	0,404
Theil13	Índice de Theil de distribución del ingreso del año 2013	0,317	0,041	0,231	0,455
Atkinson13	Índice de Atkinson ($\epsilon = 0,5$) de distribución del ingreso del año 2013	0,145	0,015	0,109	0,191
IngpcJ	Ingreso medio	2728	641	1578	5491

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR).

d. Modelo

Al momento de definir la estrategia metodológica de la investigación se tuvieron en cuenta dos aspectos. En primer lugar, dado que los determinantes de la salud se pueden dividir entre “determinantes individuales” y “determinantes de grupo” y que la Hipótesis de Desigualdad del Ingreso (HDI) requiere analizar el “efecto agregado”³⁹ y el “efecto directo” simultáneamente, la estrategia metodológica consiste en la aplicación de modelos de regresión multinivel (Blakely et al. 2000; Roux et al. 2000; Mellor y Milyo 2002; Subramanian et al. 2003; Subramanian y Kawachi 2004). Esta estrategia, que considera simultáneamente los ingresos individuales y la desigualdad del ingreso a nivel agregado, es consistente con el enfoque teórico de la investigación.

Se define un “modelo multinivel”, en el marco de la relación entre desigualdad del ingreso y salud, como aquel que utiliza datos de resultados en salud a nivel individual, un conjunto de predictores sociodemográficos y socioeconómicos a nivel individual y un conjunto de predictores a nivel agregado. De esta manera, los estudios multinivel, tienen la capacidad de evaluar simultáneamente las relaciones entre las características a nivel individual y a nivel agregado con el estado de salud

³⁹ O “efecto concavidad”.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

del individuo.⁴⁰

En el presente trabajo se utilizó un modelo de dos niveles, en el cual, el nivel más bajo de información (nivel 1) se refiere al individuo, y el nivel superior (nivel 2) contiene información referida a la jurisdicción (23 provincias y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires) al cual pertenece el individuo.

En base a Hox (2002) el modelo descrito anteriormente se formula de la siguiente manera:

$$y_{ij} = \alpha_{0j} + \sum_{k=1}^K \beta_{kj} X_{kij} + e_{ij} \quad (1)$$

En este modelo y_{ij} es el estado de salud (autopercepción de la salud, Índice Multidimensional de la Salud) del individuo i en la jurisdicción j ; X_{ij} es el vector de variables explicativas del individuo i (nivel de ingreso, edad, educación, situación conyugal, cobertura en salud, situación laboral, etc.) en la jurisdicción j ; α_{0j} es el intercepto de cada jurisdicción; β_{kj} son los parámetros de estimación de la relación entre y_{ij} y X_{ij} dentro de la misma jurisdicción, esto es las pendientes de la regresión y e_{ij} es el término de error a nivel individual, el cual se supone que se distribuye normalmente con media 0 y varianza σ_e^2 .

Como puede observarse en la ecuación (1), a diferencia de los modelos de regresión usuales, se supone que cada jurisdicción tiene un intercepto α_{0j} y una pendiente β_{kj} diferentes. Desde que el intercepto y la pendiente se suponen que varían entre las jurisdicciones, comúnmente se conocen como coeficientes *aleatorios*.

El próximo paso en la estrategia de modelización multinivel es explicar la variación de los coeficientes de regresión α_{0j} y β_{kj} a través de la introducción de las variables a nivel agregado:

$$\alpha_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{h=1}^H \gamma_{0h} Z_{hj} + \mu_{0j} \quad (2)$$

⁴⁰ Analizar variables de diferentes niveles a un solo nivel es inadecuado dado que conlleva dos problemas: un problema estadístico de correlación entre los individuos y un problema conceptual al momento de interpretar los resultados agregados a nivel individual (falacia ecológica) o de interpretar los resultados individuales de manera agregada (falacia atomística).



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina
"Santa María de los Buenos Aires"
Facultad de Ciencias Económicas
Departamento de Investigación "Francisco Valsecchi"

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} + \sum_{h=1}^H \gamma_{kh} Z_{hj} + \mu_{kj} \quad (3)$$

Donde Z_{hj} es el vector de variables explicativas (índice de desigualdad del ingreso e ingreso medio) en la jurisdicción j ; γ_h son los parámetros de estimación de la relación entre las características de la jurisdicción y la salud individual y μ_j es el término aleatorio a nivel agregado.

La ecuación (2) predice el estado de salud promedio en cada jurisdicción (esto es, el intercepto α_{0j}) a partir de las variables independientes a nivel agregado (Z_{hj}). Luego, si γ_{0h} es positivo (negativo), el estado de salud promedio de la población es mejor (peor) en una jurisdicción con un mayor índice de desigualdad del ingreso o un mayor nivel de ingreso medio. La ecuación (3) postula que la relación entre el estado de salud de un individuo y cada una de sus características individuales (expresada por la pendiente β_{kj}) depende de las variables independientes a nivel agregado (Z_{hj}). Luego, si γ_{kh} es positiva (negativa), el efecto de una característica individual sobre la salud del individuo es mejor (peor) cuando la desigualdad del ingreso o el nivel de ingreso medio son mayores.

Luego, sustituyendo las ecuaciones (2) y (3) en la ecuación (1) y reordenando los términos se obtiene:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{k=1}^K \gamma_{k0} X_{kij} + \sum_{h=1}^H \gamma_{0h} Z_{hj} + \sum_{k=1}^K \sum_{h=1}^H \gamma_{kh} Z_{hj} X_{kij} + \sum_{k=1}^K \mu_{kj} X_{kij} + e_{ij} + \mu_{0j} \quad (4)$$

El segmento $[\gamma_{00} + \sum_{k=1}^K \gamma_{k0} X_{kij} + \sum_{h=1}^H \gamma_{0h} Z_{hj} + \sum_{k=1}^K \sum_{h=1}^H \gamma_{kh} Z_{hj} X_{kij}]$ en la ecuación (4) contiene los coeficientes fijos del modelo. El segmento $[\sum_{k=1}^K \mu_{kj} X_{kij} + e_{ij} + \mu_{0j}]$ contiene la parte aleatoria del modelo.

El análisis de los efectos contextuales específicos supone estudiar la asociación entre la variable de salud a nivel de individuo y un conjunto de variables a nivel agregado. Sin embargo, este análisis debe combinarse con el análisis del efecto contextual general que consiste en medir en qué medida el contexto (en este caso la jurisdicción) condiciona la variable de salud a nivel de individuo sin especificar ninguna otra característica del contexto más que las propias fronteras que lo definen.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Para ello, se utilizará un modelo vacío (o nulo), esto es, aquel que solo contiene al intercepto. El modelo vacío sirve como un punto de referencia a partir del cual se comparan otros modelos que agregan variables independientes y queda especificado de la siguiente manera:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + e_{ij} + \mu_{0j} \quad (5)$$

Este modelo no explica ninguna variación en y_{ij} , sino que solo descompone su varianza en dos componentes independientes σ_e^2 , que es la varianza de los errores a nivel de individuo e_{ij} y $\sigma_{\mu_0}^2$ que es la varianza de los errores a nivel agregado μ_{0j} . Luego, a partir de estas varianzas se puede calcular el Índice de Correlación Intraclase (ICI)⁴¹ el cual proporciona información acerca del porcentaje de la varianza total en la variable dependiente que se debe a las diferencias entre los niveles agregados:

$$\rho = \frac{\sigma_{\mu_0}^2}{\sigma_{\mu_0}^2 + \sigma_e^2} \quad (6)$$

Luego, con el objetivo de analizar si el intercepto es aleatorio se considera el modelo que solo incluye la variación del intercepto entre las jurisdicciones que se especifica de la siguiente manera:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{h=1}^H \gamma_{0h} Z_{hj} + \sum_{k=1}^K \beta_{kj} X_{kij} + e_{ij} + \mu_{0j} \quad (7)$$

Por último, se considera un modelo con interacción entre niveles con el objetivo de determinar, además del efecto directo de las variables a nivel individual y de grupo sobre el estado de salud, si las variables independientes a nivel agregado actúan como moderador de la relación a nivel de individuo. Cuando el número de variables en los diferentes niveles es grande, hay un gran número de posibles interacciones entre niveles. Por ello, en el presente trabajo; con el objetivo de analizar si existen diferencias del efecto de la desigualdad del ingreso a medida que aumenta el nivel de ingreso de los individuos; solo se considera el efecto de interacción entre niveles para las variables ingreso per cápita y el coeficiente de desigualdad:

⁴¹ Un ICI cercano a cero indica que la jurisdicción no condiciona la variable de salud individual.

(8)

Donde Z_{1j} es el coeficiente de desigualdad del ingreso para la jurisdicción j y X_{1ij} es la variable relacionada con el ingreso del individuo i en la jurisdicción j .

En todos los métodos de estimación existe un potencial problema relacionado con el tamaño de la muestra (n). En particular los métodos de estimación de Máxima Verosimilitud (MV), utilizados comúnmente en los modelos multinivel, son asintóticos lo que implica un tamaño de muestra suficientemente grande para obtener estimadores fijos y aleatorios insesgados. Por otra parte, en los modelos multinivel, se agregan dos problemas que pueden afectar las estimaciones; uno relacionado con la estructura de la muestra, esto es, con el número de grupos (j) y su tamaño (n_j) y otro con el grado de correlación entre ellos (ρ). Aunque tanto el número de grupos como su tamaño son importantes para obtener estimadores insesgados, la sensibilidad es diferente para los estimadores fijos y aleatorios. Respecto a los coeficientes de regresión (estimadores fijos), algunos estudios sugieren que son insesgados independientemente del método de estimación utilizado (Mínimos Cuadrados Ordinarios, Mínimos Cuadrados Generalizados o Máxima Verosimilitud) incluso para

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{h=1}^H \gamma_{0h} Z_{hj} + \sum_{k=2}^K \beta_{kj} X_{kij} + \gamma_{10} X_{1ij} + \gamma_{11} Z_{1j} X_{1ij} + \mu_{1j} X_{1ij} + e_{ij} + \mu_{0j} \quad \text{mu}$$

estr
as pequeñas (Newsom y Nishishiba 2002, Clarke y Wheaton 2007). Mass y Hox (2005) muestran que un tamaño de muestra de 5 o más en el nivel dos conduce a estimaciones insesgadas de los coeficientes de regresión y sus respectivos desvíos estándar, incluso si el número de grupos es tan pequeño como 10.

Las conclusiones acerca del efecto de la estructura de la muestra sobre los componentes de la varianza (estimadores aleatorios) son más difusos en los diferentes estudios. Busing (1993) y Van der Leeden y Busing (1994) muestran que para estimaciones insesgadas de la varianza a nivel de grupo se necesitan más de 100 grupos mientras que para Browne y Draper (2000) se necesitan al menos entre 24 y 30 grupos. Por su parte Mass y Hox (2005) muestran que un número de grupos tan pequeño como 10 también conduce a estimaciones insesgadas de los componentes de la varianza. Sin embargo, a diferencia de lo que ocurre con los errores estándar de los coeficientes de regresión, los errores estándar de la varianza del segundo nivel se estiman demasiado pequeños.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

El segundo aspecto a considerar al momento de definir la estrategia metodológica, se deriva del hecho de que se utilizan dos medidas de salud, una variable binaria (la autopercepción de la salud) y una variable continua entre 0 y 1 (el Índice Multidimensional de Salud) que requieren la aplicación de distintos métodos econométricos alternativos a los Modelos de Regresión Lineal (MRL).⁴²

A continuación, se desarrollan brevemente los dos métodos específicos utilizados para esta investigación.

En relación a la autopercepción de la salud, siguiendo estudios previos, para examinar la relación entre la desigualdad en la distribución del ingreso a nivel jurisdiccional y una “excelente, muy buena y buena” percepción de la salud, en el presente trabajo se considera el Modelo de Regresión Logístico Multinivel (MRLM).

Para ilustrar la ecuación de medición se consideran las distintas respuestas dadas a la pregunta: “En general, ¿usted diría que su salud es (1) excelente, (2) muy buena, (3) buena, (4) regular o (5) mala?” Se supone que dicha variable ordinal y se encuentra relacionada a una variable latente continua y^* ⁴³ (no observada) que indica el grado de estado de salud percibido por los individuos. Para ello, a partir de las respuestas categóricas relacionadas con la salud percibida se define una variable con dos categorías: la salud percibida positiva que corresponde a las respuestas “excelente, muy buena y buena”, a la cual se le asigna un valor 1 y su opuesta, la salud percibida negativa, que agrupa a las respuestas “regular o mala” y a la cual se le asigna un valor de 0.⁴⁴

Por su parte, dado que el IMS se encuentra expresado en un intervalo continuo entre 0 y 1, también resulta necesario utilizar un modelo de regresión alternativo al Método de Regresión por Mínimos

⁴² Utilizar MRL cuando no es apropiado produce coeficientes que son sesgados e inconsistentes.

⁴³ La variable y^* está relacionada linealmente con factores observables y no observables. Los factores no observables tienen una función de distribución con media 0 y varianza constante.

⁴⁴ Es importante remarcar que el punto de corte seleccionado para dicotomizar la variable autopercepción de la salud es utilizado en la mayoría de la literatura existente sobre el tema y posee la ventaja de que permite comparar los resultados obtenidos con otros estudios.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Cuadrados Ordinarios (MCO).⁴⁵ Varias propuestas metodológicas han sido elaboradas en la literatura para analizar variables en el rango continuo entre 0 y 1⁴⁶ entre las que se pueden destacar el Método de Transformación de la Variable Respuesta (Atkinson 1985); Métodos de Cuasi-Verosimilitud (Cox 1996; Papke y Wooldridge 1996) y la Distribución Beta (Ferrari y Caribari-Nieto 2004).⁴⁷

Kieschnick y McCullough (2003) recomiendan utilizar ya sea la Distribución Beta o el Método de Cuasi-Verosimilitud. Según Papke y Wooldridge (1996) una importante limitación de la Distribución Beta es que implica que cada valor 1 o 0 sea asumido con una probabilidad igual a cero. En el caso del IMS el 4,47% de las observaciones toma un valor igual a 1. Por ello, en el presente trabajo se utiliza el Método de Estimación de Cuasi-Verosimilitud propuesto por Papke y Wooldridge (1996). Los investigadores especifican un modelo de regresión de cuasi-verosimilitud para variables que representan proporciones continuas en base a los siguientes argumentos; primero, la maximización de la función de verosimilitud es de fácil realización y segundo, el Estimador Cuasi-Máxima Verosimilitud (QMLE por su sigla en inglés)⁴⁸ es consistente y asintóticamente normal independientemente de la distribución de la variable independiente.

Papke y Wooldridge (1996) utilizan la siguiente función logaritmo de verosimilitud:

$$l_i(\beta) = y_i \ln[G(X_i\beta)] + (1 - y_i) \ln[1 - G(X_i\beta)] \quad (9)$$

⁴⁵ En términos conceptuales, el modelo por MCO es erróneo por los siguientes motivos: i) la variable dependiente no se encuentra definida sobre el dominio de los números reales, que es el dominio sobre el cual se define la distribución normal, ii) al utilizarse una variable acotada en el intervalo (0,1) la función de la esperanza condicional no es lineal; iii) por la misma razón, la varianza es heteroscedástica dado que se acerca a cero cuando la media se aproxima a los límites de su dominio y iv) el método de MCO podría generar valores ajustados que excedan los límites inferior y superior.

⁴⁶ La diferencia entre un intervalo continuo abierto (0,1) o cerrado [0,1] resulta importante dado que condiciona el Método de Regresión a utilizar.

⁴⁷ Kieschnick y McCullough (2003) realizaron una revisión de las distintas propuestas que se han generado para modelar una proporción continua.

⁴⁸ Quasi-Maximum Likelihood Estimator (QMLE).



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Donde $E(y_i|X_i) = G(X_i\beta)$, $i = 1, 2, \dots, N$ y $0 \leq G(X_i\beta) \leq 1$.

Papke y Wooldridge proponen el uso de diferentes especificaciones para $G(X_i\beta)$, siendo las funciones logística $G(X_i\beta) = \exp(X_i\beta)/(1 + \exp(X_i\beta))$ o normal estándar $G(X_i\beta) = \Phi(X_i\beta)$, (donde $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución normal estándar acumulada) las más utilizadas.

4. Resultados

Para testear la hipótesis de que la desigualdad en el nivel de ingresos tiene efectos sobre el estado de salud de los individuos, se adoptó una estrategia de modelización secuencial en etapas. Esta estrategia coincide con la utilizada por Kennedy et al. (1998), Kahn et al. (2000), Subramanian et al. (2003) y Xi et al. (2005).

En primer lugar, se ensaya un modelo solo con la constante (modelo vacío) con el objetivo de estimar la variación entre las jurisdicciones. Luego, el modelo 1 incluye como variables independientes las variables sociodemográficas, económicas y conductuales individuales; esto es, el ingreso, el sexo, la edad, el nivel de educación, la cobertura formal en salud, el estado civil, la situación laboral, el consumo de tabaco, el consumo de frutas y/o verduras, el nivel de actividad física y el coeficiente de Gini (modelo de variación del intercepto). En el modelo 2 se agrega como variable independiente, el producto entre las variables ingreso per cápita y el coeficiente de desigualdad (modelo con interacción entre niveles). Por último, en el modelo 3 se introduce como variable de control a nivel agregado el ingreso medio.

Dado que en el presente trabajo se trabaja con datos provenientes de una muestra, se debe decidir sobre la utilización o no de los ponderadores al momento de ensayar los modelos. Cameron y Trivedi (2005) sugieren que, si el interés recae en estimar características de una relación modelística, como por ejemplo regresiones, no es necesario utilizar ponderaciones si la especificación del modelo es correcta y si la variable de estratificación no es una variable dependiente. Sin embargo, importantes problemas surgen si la estratificación se basa en el valor de la variable dependiente. Por ejemplo, si las personas de bajos ingresos son sobreestimadas a propósito y el ingreso es la variable dependiente entonces los estimadores de regresión habituales son inconsistentes. Por otra parte, Cameron y Trivedi (2005) sugieren que no hay problemas si la



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

variable de estratificación está en las variables independientes.

En la ENFR se utilizaron como variables de estratificación, el tamaño de la población para la selección de los aglomerados censales (unidades primarias de selección) y el nivel educativo del jefe del hogar para la selección de los radios censales o conjunto de radios censales (unidades segundas de selección). Esto es, la estratificación no se realizó directamente sobre ninguna de las variables dependientes de los modelos propuestos, por lo que no existen problemas de consistencia por no utilizar los ponderadores.

Tabla 8: Estrategia de modelización para el análisis multinivel de las hipótesis planteadas.

	<i>Modelo vacío</i>	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>
<i>Constante</i>	*	*	*	*
<i>Ln(Ing)</i>		*	*	*
<i>1=Varón; 0=Mujer</i>		*	*	*
<i>Edad</i>		*	*	*
<i>Edad al cuadrado</i>		*	*	*
<i>Primario completo y secundario incompleto</i>		*	*	*
<i>Secundario completo y más</i>		*	*	*
<i>1=Con cobertura formal; 0=Sin cobertura formal</i>		*	*	*
<i>1=Ocupado; 0=Desocupado/Inactivo</i>		*	*	*
<i>1=Unido/Casado; 0=Separado/Divorciado/Viudo/Soltero</i>		*	*	*
<i>Nivel de actividad física moderado</i>		*	*	*
<i>Nivel de actividad física bajo</i>		*	*	*
<i>Consumo de tabaco</i>		*	*	*
<i>Consumo de frutas/verduras</i>		*	*	*
<i>Gini13</i>		*	*	*
<i>Gini13xLn(Ing)</i>			*	*
<i>Ingreso medio</i>				*

a. Modelo de Regresión Logístico Multinivel

En la presente sección se evalúa empíricamente la correlación entre autopercepción de la salud y un conjunto de variables explicativas que incluyen efectos tanto a nivel de individuo como agregado. Para ello se utiliza la siguiente función:



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

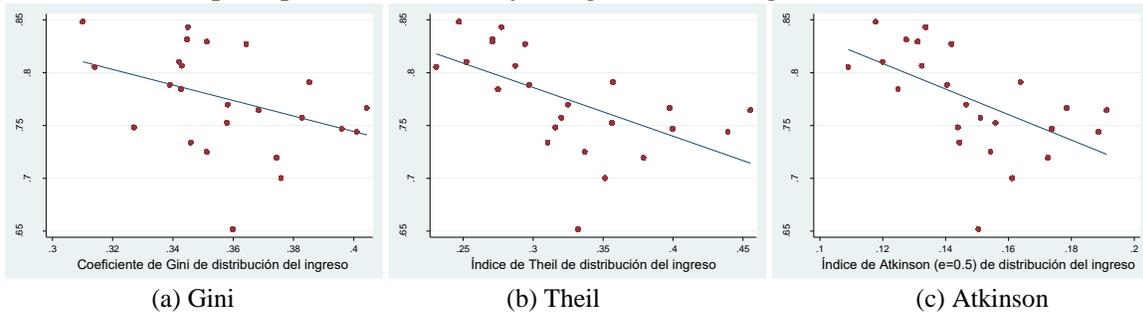
Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

$$\text{logit}(\text{Salud}_{\text{Auto } ij}) = \gamma_{00} + \sum_{h=1}^H \gamma_{0h} Z_{hj} + \sum_{k=1}^K \beta_{kj} X_{kij} + \gamma_{10} X_{1ij} + \gamma_{11} Z_{1j} X_{1ij} + \mu_{1j} X_{1ij} + e_{ij} + \mu_{0j}$$

(10)

El Gráfico 4 (Paneles a, b y c) muestra la correlación ecológica (agregada) entre la autopercepción de la salud y la desigualdad del ingreso para los tres indicadores de desigualdad seleccionados. El coeficiente de correlación de Spearman⁴⁹ es de -0,45 cuando se utiliza el coeficiente de Gini y de -0,74 y -0,72 cuando se utilizan el índice de Theil y de Atkinson respectivamente. Esto sugiere que existe al menos una relación moderada entre desigualdad del ingreso y salud, medida a través de la autopercepción, a nivel agregado.

Gráfico 4: Autopercepción de la Salud y desigualdad del ingreso.



En la Tabla 9 se presentan los *odds ratio* (cociente entre probabilidades)⁵⁰ de la regresión logística

⁴⁹ El coeficiente de correlación de Spearman fue reportado dado que los datos presentan valores extremos (lo que afecta de manera significativa el coeficiente de correlación de Pearson) y no se encuentran distribuidos de manera normal.

⁵⁰ Los *odds ratio*, tal y como están contruidos (cociente entre probabilidades), siempre serán mayor o igual que 0. El campo de variación del cociente va desde 0 hasta $+\infty$, y su interpretación se realiza en función de que el valor sea mayor, menor o igual a 1. Si toma el valor 1 significa que la probabilidad de que un individuo perciba su estado de salud como “excelente”, “muy buena” o “buena” es la misma que la probabilidad de que la perciba como “regular” o “mala” ante la presencia de la variable independiente en cuestión (en relación al rango omitido) o ante un aumento de la misma (de tratarse de una variable no categórica). Si el cociente es menor (mayor) que 1 indica que la probabilidad de que un individuo perciba su estado de salud como “excelente”, “muy buena” o “buena” es menor (mayor) que la probabilidad de que perciba su estado de salud como “regular” o “mala” ante la presencia de la variable independiente en cuestión o ante un aumento de la misma.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

multinivel para cada una de las variables independientes.⁵¹

Tabla 9: Odds ratios para una “excelente”, “muy buena” o “buena” autopercepción de la salud: Análisis de Regresión Logístico Multinivel. Indicador de desigualdad del ingreso: Coeficiente de Gini.

	Modelo vacío	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Efectos fijos				
Constante	1.242 (0.054)***	12.07 (9.630)***	2.822 (6.378)	1.832 (4.144)
Ln(Ing)	-	1.349 (0.028)***	1.639 (0.465)*	1.581 (0.450)
1=Varón; 0=Mujer	-	1.322 (0.042)***	1.322 (0.042)***	1.322 (0.042)***
Edad	-	0.898 (0.004)***	0.898 (0.004)***	0.898 (0.004)***
Edad al cuadrado	-	1.000 (0.000)***	1.000 (0.000)***	1.000 (0.000)***
Primario completo y secundario incompleto	-	1.391 (0.059)***	1.391 (0.059)***	1.391 (0.059)***
Secundario completo y más	-	2.403 (0.115)***	2.404 (0.115)***	2.406 (0.115)***
1=Con cobertura formal; 0=Sin cobertura formal	-	1.426 (0.053)***	1.427 (0.053)***	1.427 (0.053)***
1=Ocupado; 0=Desocupado/Inactivo	-	1.563 (0.054)***	1.563 (0.054)***	1.563 (0.054)***
1=Unido/Casado; 0=Separado/Divorciado/Viudo/Soltero	-	1.093 (0.034)***	1.093 (0.034)***	1.092 (0.034)***
Nivel de actividad física moderado	-	1.001 (0.052)	1.001 (0.052)	1.001 (0.052)
Nivel de actividad física bajo	-	0.736 (0.035)***	0.736 (0.035)***	0.736 (0.035)***
Consumo de tabaco	-	0.817 (0.024)***	0.817 (0.024)***	0.816 (0.024)***
Consumo de frutas/verduras	-	1.172 (0.085)**	1.171 (0.085)**	1.170 (0.085)**
Gini13	-	0.069 (0.149)	3.917 (24.36)	7.017 (43.59)
Gini13xLn(Ing)	-	-	0.582 (0.457)	0.638 (0.403)
Ingreso medio per cápita	-	-	-	1.000 (0.000)
Efectos aleatorios				
var(_cons) (μ_{0j})	0.067 (0.021)***	0.059 (0.019)***	0.059 (0.022)***	0.053 (0.017)***
var(Ln_IngPc) (μ_{1j})	-	-	0.00002 (0.0002)*	0.0000 (0.0000)**
Índice de Correlación Intraclase ⁵²	0.019	0.017	0.017	0.015

⁵¹ Para ello se utilizó el comando *xtnlogit* de Stata13. Como la variable dependiente es binaria, para la estimación se utilizó un Modelo Logístico Multinivel (MLM) con un enlace logit y la familia binomial. Asimismo, dado que no se ha especificado la función de distribución de la variable dependiente, en el proceso de estimación se incluye la opción “robust” para obtener errores estándar robustos.

⁵² En los modelos logísticos no hay varianza residual a nivel de individuo (σ_{ϵ}^2) dado que la varianza de una distribución binomial la determina la probabilidad *p. q.* Esto dificulta el cálculo del ICI. Sin embargo, como la varianza de la distribución logística es $\pi^2/3$, el ICI se calculó a partir de la siguiente fórmula:



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Nota: Entre paréntesis figuran los desvíos estándar.

*** Estadísticamente significativa al 1%. ** Estadísticamente significativa al 5%. * Estadísticamente significativa al 10%.

En el modelo vacío, el individuo de referencia es un hombre de 43 años, casado o unido, con estudios primarios completos, ocupado y con un ingreso promedio de aproximadamente \$2.400. La parte aleatoria del modelo a nivel jurisdiccional es estadísticamente significativa en todos los modelos estimados. El ICI es de 0,02; esto es, un 2% de la variabilidad en la autopercepción de la salud se debe a la jurisdicción.⁵³

Los resultados obtenidos en los distintos modelos son similares e indican que, en relación a las características individuales como el pertenecer al género masculino o tener menor edad, son estadísticamente significativas y aumentan la probabilidad de que un individuo perciba su salud como “excelente”, “muy buena” o “buena”. Los hombres, en relación con las mujeres, tienen una mayor probabilidad de tener una percepción más alta de su estado de salud (32,2%) mientras que por cada año que cumple un individuo, la probabilidad de declarar su estado de salud como “excelente”, “muy buena” o “buena” disminuye aproximadamente en 10%.

El nivel de estudio actúa como un protector de la salud, a mayor nivel de estudios, la probabilidad de percibir y declarar un buen estado de salud aumenta. Tener al menos secundario completo, comparado con tener estudios primarios aumenta la probabilidad de tener una buena percepción de la salud en aproximadamente un 140%.

La variable cobertura en salud resulta ser una variable estadísticamente significativa e indica que tener cobertura formal en salud aumenta la probabilidad de percibir un buen estado de salud en

$$\rho = \frac{\sigma_{\mu}^2}{\sigma_{\mu}^2 + \pi^2/3}$$

⁵³ Si bien, la varianza atribuible a la jurisdicción es pequeña, Subramanian y Kawachi (2004) sugieren que aún, ante esta situación, es posible estimar un efecto fijo estadísticamente significativo para la desigualdad del ingreso a nivel agregado. Según los autores, esto puede deberse a una falta de especificación de la estructura de la varianza subyacente, o porque debido al tamaño de la muestra no es posible estimar la varianza de la población

aproximadamente 42%. En relación al estado civil del individuo, estar casado o unido aumenta en un 9% la probabilidad de percibir un buen estado de salud.

La variable situación laboral indica que, encontrarse en actividad laboral aumenta la probabilidad de percibir y declarar un buen estado de salud en un 56% en relación a encontrarse desempleado o inactivo.

Respecto a la actividad física realizada por los individuos, tener niveles de actividad física moderados no resulta ser estadísticamente significativo. Sin embargo, tener niveles de actividad física bajos disminuye la probabilidad de percibir un buen estado de salud en un 26% en relación a tener altos niveles de actividad física.

Los consumos de tabaco y de frutas y/o verduras presentan los resultados esperados y son estadísticamente significativos. Esto es, la probabilidad de que un individuo perciba su estado de salud como buena disminuye un 18% en caso de consumir tabaco comparado con el no consumir tabaco y aumentan un 17% en caso de consumir frutas y/o verduras.

El ingreso individual es una variable estadísticamente significativa en los modelos 1 y 2 y se encuentra asociado positivamente de manera no lineal con la probabilidad de percibir un buen estado de salud. Ante cada punto porcentual de incremento en el ingreso per cápita, la probabilidad de que un individuo perciba su estado de salud como buena aumenta entre un 34% y un 64%; lo que confirma la Hipótesis del Ingreso absoluto (HIA). Sin embargo, esta variable deja de ser significativa cuando se controla por el ingreso medio per cápita de la jurisdicción.

Por su parte, el coeficiente de Gini no es estadísticamente significativo en ninguno de los modelos ensayados, por lo que en base a los resultados no se confirma la Hipótesis de Desigualdad del Ingreso (HDI) para la autopercepción de la salud cuando se utiliza el coeficiente de Gini. La probabilidad de que un individuo perciba su estado de salud como buena no se modifica al incrementarse el coeficiente de Gini, esto es, al haber mayores niveles de desigualdad. Estos resultados son similares a los obtenidos por otros estudios realizados en Argentina. En particular, De Maio (2010) encontró que la autopercepción del estado de salud no se correlaciona con el coeficiente de Gini.

b. Modelo de Regresión Cuasi-Paramétrico Multinivel

En la presente sección se evalúa empíricamente la correlación entre el Índice Multidimensional de Salud (IMS) y un conjunto de variables explicativas que incluyen efectos tanto a nivel de individuo como agregado.

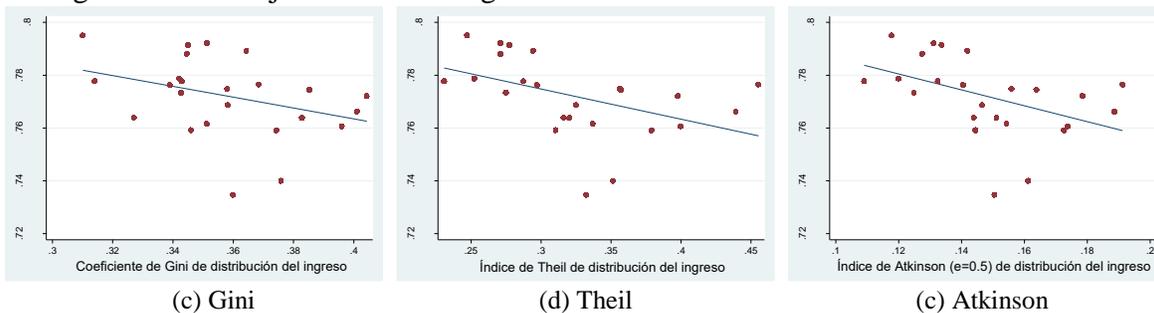
Se utiliza la ecuación:

$$E(IMS_{ij}|X_{kij}, Z_{hj}) = G(\alpha_j + \beta_k X_{kij} + \gamma_h Z_{hj} + e_{ij} + \mu_j) \quad (11)$$

Donde $G(\cdot)$ es la función logística. Luego, el efecto parcial de X_{kij} sobre $E(IMS_{ij}|X_{kij}, Z_{hj})$ es $\partial E(IMS_{ij}|X_{kij}, Z_{hj})/\partial X_{kij}, Z_{hj}$ o dada la ecuación (9), $g(\beta_k X_{kij}, \gamma_h Z_{hj})\beta_k, \gamma_h$, donde $g(z) = dG(z)/dz = e^z/[1 + e^z]^2$.

El Gráfico 5 (Paneles a, b y c) muestra la correlación ecológica entre el Índice Multidimensional de salud y la desigualdad del ingreso para los tres indicadores de desigualdad seleccionados. El coeficiente de correlación de Spearman es de -0,43 cuando se utiliza el coeficiente de Gini y de -0,64 y -0,62 cuando se utilizan el índice de Theil y de Atkinson respectivamente. Estos resultados sugieren que existe al menos una relación moderada entre desigualdad del ingreso y salud, medida a través del IMS, a nivel agregado.

Gráfico 5: Índice Multidimensional de Salud y desigualdad del ingreso en las 24 jurisdicciones argentinas. Año 2013.





UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

En la Tabla 10 se presentan los coeficientes estimados de las características individuales y de contexto en el IMS del modelo de regresión lineal generalizado multinivel.⁵⁴ Dado que nos encontramos ante un modelo no lineal, no es posible realizar una interpretación directa de los coeficientes estimados.⁵⁵

Tabla 10: Coeficientes estimados de las características individuales y de contexto en el IMS en el año 2013. Análisis de Regresión Lineal Generalizado Multinivel. Indicador de desigualdad del ingreso: Coeficiente de Gini.

	Modelo vacío	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Efectos fijos</i>				
Constante	0.770 (0.001)***	2.072 (2.458)	0.896 (0.084)***	0.941 (0.085)***
Ln(Ing)	-	0.015 (0.000)***	-0.017 (0.354)	0.011 (0.275)
1=Varón; 0=Mujer	-	0.009 (0.000)***	0.009 (0.001)***	0.009 (0.001)***
Edad	-	-0.005 (0.000)***	-0.005 (0.000)***	-0.005 (0.000)***
Edad al cuadrado	-	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***
Primario completo y secundario incompleto	-	0.017 (0.002)***	0.017 (0.002)***	0.017 (0.002)***
Secundario completo y más	-	0.043 (0.002)***	0.043 (0.002)***	0.043 (0.002)***
1=Con cobertura formal; 0=Sin cobertura formal	-	0.009 (0.001)***	0.009 (0.001)***	0.009 (0.001)***
1=Ocupado; 0=Desocupado/Inactivo	-	0.026 (0.001)***	0.026 (0.001)***	0.026 (0.001)***
1=Unido/Casado; 0=Separado/Divorciado/Viudo/ Soltero	-	0.002 (0.001)**	0.002 (0.001)**	0.002 (0.001)**
Nivel de actividad física moderado	-	-0.004 (0.002)**	-0.004 (0.002)**	-0.004 (0.002)**
Nivel de actividad física bajo	-	-0.025 (0.001)***	-0.025 (0.001)***	-0.025 (0.001)***
Consumo de tabaco	-	-0.015 (0.001)***	-0.015 (0.001)***	-0.016 (0.001)***
Consumo de frutas/verduras	-	0.012 (0.003)***	0.012 (0.003)***	0.012 (0.003)***
Gini13	-	-0.093 (0.039)***	-0.216 (0.234)	-0.343 (0.237)
Gini13xLn(Ing)	-	-	0.016 (0.030)	0.037 (0.031)
Ingreso medio per cápita	-	-	-	0.000 (0.000)***
<i>Varianza</i>				

⁵⁴ Para ello se utilizó el comando *gllamm* (*generalized linear and latent mixed models*) con un enlace logit y la familia binomial de Stata13.

⁵⁵ Por otra parte, el uso de *odds ratio* para la interpretación de los resultados no resulta apropiada dado que la media condicional del IMS no puede ser vista como una probabilidad.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

<i>Nivel individuo</i>	0.01807 (0.00014)***	0.01315 (0.00010)**	0.01315 (0.00010)***	0.01315 (0.00010)***
<i>Nivel Jurisdicción</i>	0.00014 (0.00002)***	5.117 (20.63)	0.002 (0.065)	0.0003 (0.018)

Nota: Entre paréntesis figuran los desvíos estándar.

*** Estadísticamente significativa al 1%. ** Estadísticamente significativa al 5%. * Estadísticamente significativa al 10%

Los resultados obtenidos indican que pertenecer al género masculino o tener menor edad, son estadísticamente significativas y aumentan el valor del IMS. En relación al nivel de estudio, a mayor nivel de estudios, el valor del IMS aumenta. La variable cobertura en salud resulta ser una variable estadísticamente significativa e indica que tener cobertura formal en salud aumenta el valor del IMS en relación a no poseer cobertura formal en salud. En relación al estado civil del individuo, estar casado o unido aumenta el valor del IMS en comparación con aquellos que se encuentran separados, divorciados, viudos o solteros. La variable condición de actividad indica que, encontrarse en actividad laboral aumenta el valor del IMS en relación a encontrarse desempleado o inactivo. Respecto a la actividad física realizada por los individuos tener niveles de actividad física bajos o moderados disminuye el valor del IMS en relación a tener altos niveles de actividad física.

El consumo de tabaco presenta los resultados esperados y es estadísticamente significativo. Esto es, el valor del IMS disminuye en caso de consumir tabaco comparado con el no consumir tabaco. Por su parte, el valor del IMS aumenta en caso de consumir frutas y/o verduras.

El ingreso individual es una variable estadísticamente significativa en el modelo 1 y se encuentra asociado positivamente de manera no lineal con la probabilidad de percibir un buen estado de salud lo que confirma la Hipótesis del Ingreso absoluto (HIA). A diferencia de los resultados obtenidos para la autopercepción de la salud, para el IMS la significatividad estadística desaparece luego de controlar por la variable de interacción entre coeficiente de Gini y el logaritmo del ingreso.

El coeficiente de Gini del modelo 1 presentado en la Tabla 10 es negativo y con significatividad estadística. Este resultado confirma la HDI, esto es, un incremento en la desigualdad del ingreso es perjudicial para los individuos.

Muchos estudios previos acerca de la Hipótesis de Desigualdad del Ingreso reportan solo los efectos marginales medios y analizan los signos y niveles de significatividad estadística. Sin embargo, el



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

objetivo no solo implica analizar la significatividad estadística del efecto de la desigualdad del ingreso sobre la salud, sino también su significatividad sanitaria, esto es analizar si la magnitud es significativa. Para ello, a continuación, se presenta el cambio en el valor del IMS predicho en función de distintos valores del coeficiente de Gini acorde al modelo estimado (Hildebrand y Van Kerm 2009). Los valores seleccionados del coeficiente de Gini corresponden al valor mínimo, al valor correspondiente a -1 desvío estándar de la media, a la media, al valor correspondiente a +1 desvío estándar de la media y al valor máximo.

Tabla 11: Media predicha del IMS para distintos valores del coeficiente de Gini. (Modelo 1).

<i>Gini</i> ₁₃ =	<i>Media Predicha para el IMS</i>	<i>Variación p.p (A-E)</i>
A	0,3101	0,7896
B	0,3348	0,7854
C	0,3573	0,7815
D	0,3798	0,7777
E	0,4073	0,7730

p.p= puntos porcentuales.

Como puede observarse en la Tabla 11, la diferencia en el IMS es de -1,7 puntos porcentuales entre dos individuos con similares características socioeconómicas pero que viven en dos jurisdicciones con valores del coeficiente de Gini de 0,40 y 0,31, que son los valores extremos de las observaciones. Sin embargo, ¿es esta magnitud “grande” o “pequeña” en términos sanitarios? Si bien, la pregunta es ambigua y las respuestas son múltiples y dependen del juicio de valor del analista, a continuación, se propone un análisis de dicha magnitud en términos sanitarios lo que ayuda a formar una idea de cuando el efecto es relevante.

A partir de las derivadas parciales del IMS respecto de cada uno de los indicadores que lo componen, surge que ante un aumento en la respuesta a la pregunta relacionada con la autopercepción de la salud en una unidad ((1) excelente, (2) muy buena, (3) buena, (4) regular o (5) mala), el IMS disminuye en 8,3 puntos porcentuales; ante un aumento en una unidad en alguno de los indicadores relacionados con la movilidad, el cuidado personal, las actividades cotidianas, el dolor o malestar y la ansiedad o depresión ((1) no tiene problemas, (2) tiene algunos problemas, (3) es incapaz), el IMS disminuye en 3,3 puntos porcentuales mientras que ante un aumento en una



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

unidad en alguno de los indicadores relacionados con la presencia de alguna afección crónica ((0) no, (1) si); el IMS aumenta en 4,2 puntos porcentuales.⁵⁶

De lo anterior surge que la diferencia en el IMS de -1,7 puntos porcentuales es pequeña en términos sanitarios dado que no refleja un cambio en la situación de salud de los individuos en alguno de los indicadores seleccionados. A su vez, el efecto observado en el modelo 1 desaparece al controlar por la interacción entre niveles para las variables ingreso per cápita y el coeficiente de desigualdad.

Pruebas de robustez para la desigualdad del ingreso

Con el objetivo de brindar una mayor claridad al análisis de los resultados, en el presente trabajo se utilizó el coeficiente de Gini como medida de desigualdad del ingreso. Sin embargo, este indicador, si bien es el más utilizado en la literatura que estudia la relación entre la desigualdad en la distribución del ingreso y el estado de salud, no es el único.

Para evaluar si los resultados obtenidos son sensibles a la elección del indicador de desigualdad utilizado, se han estimado todos los modelos con dos medidas adicionales: el índice de Theil y el índice de Atkinson. Los resultados obtenidos son presentados las Tablas 12 y 13.

⁵⁶ En términos analíticos:

$$IMS = 1 - \frac{1}{3} \left(\frac{(x_1 - 1)}{(5 - 1)} \right) - \frac{1}{3} \left(\frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 \frac{(x_2^i - 1)}{(3 - 1)} \right) - \frac{1}{3} \left(\sum_{i=1}^8 \frac{1}{8} x_3^i \right)$$

$$\frac{\partial IMS}{\partial x_1} = -0,083$$

$$\frac{\partial IMS}{\partial x_2} = -0,033$$

$$\frac{\partial IMS}{\partial x_3} = -0,042$$



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Tabla 12: Odds ratios de los indicadores de desigualdad del ingreso para una “excelente”, “muy buena” o “buena” autopercepción de la salud: Análisis de Regresión Logístico Multinivel.

	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>
<i>Efectos fijos</i>			
<i>Coefficiente de Gini</i>	0.069 (0.149)	3.904 (24.36)	7.021 (43.62)
<i>Índice de Theil</i>	0.168 (0.155)**	1.424 (3.656)	2.160 (5.60)
<i>Índice de Atkinson</i>	0.007 (0.018)**	57.83 (402.15)	26.35 (162.9)

Nota: Entre paréntesis figuran los desvíos estándar.

*** Estadísticamente significativa al 1%. ** Estadísticamente significativa al 5%. * Estadísticamente significativa al 10%.

Tal como puede observarse en la Tabla 12, los coeficientes estimados para el índice de Theil y el de Atkinson son estadísticamente significativos en el modelo 1 (modelo de variación del intercepto) para la autopercepción de la salud. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Kennedy et al. (1998), Soobader y LeClere (1999), Kawachi et al. (1999), Fiscella y Franks (2000), Kahn et al. (2000), Subramanian et al. (2003), Xi et al. (2005) y Hildebrand y Van Kerm (2009). Sin embargo, los resultados difieren de los obtenidos por De Maio (2010), quien no encontró correlación entre la autopercepción del estado de salud y ningún índice de desigualdad del ingreso.

Como se mencionó anteriormente, aun cuando el coeficiente de regresión estimado sea estadísticamente significativo, queda por evaluar si su magnitud es significativa (significatividad sanitaria). Como se muestra en los Gráficos 6 y 7, existe una relación inversa entre la probabilidad de reportar una buena salud y los índices de Theil y Atkinson⁵⁷. En particular, un individuo que vive en la jurisdicción con el menor índice de desigualdad del ingreso, tiene un 7% más de probabilidad de reportar una buena salud en relación a un individuo de iguales características, socioeconómicas y conductuales, que vive en la jurisdicción con mayor desigualdad.

⁵⁷ Los valores seleccionados del coeficiente de los índices de Theil y Atkinson corresponden al valor mínimo, al valor correspondiente a -1 desvío estándar de la media, a la media, al valor correspondiente a +1 desvío estándar de la media y al valor máximo.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Gráfico 6: Relación promedio entre el índice de Theil y una buena autopercepción, para un individuo de referencia, de la salud con su intervalo de confianza del 95%.

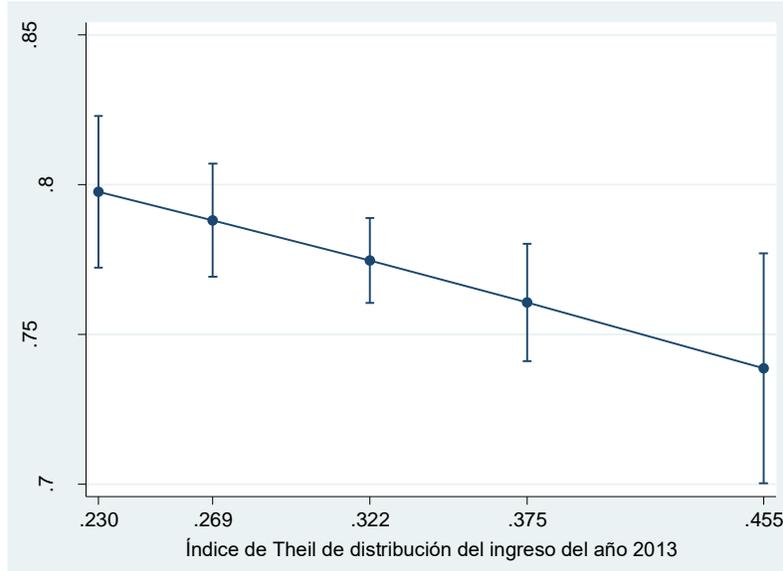
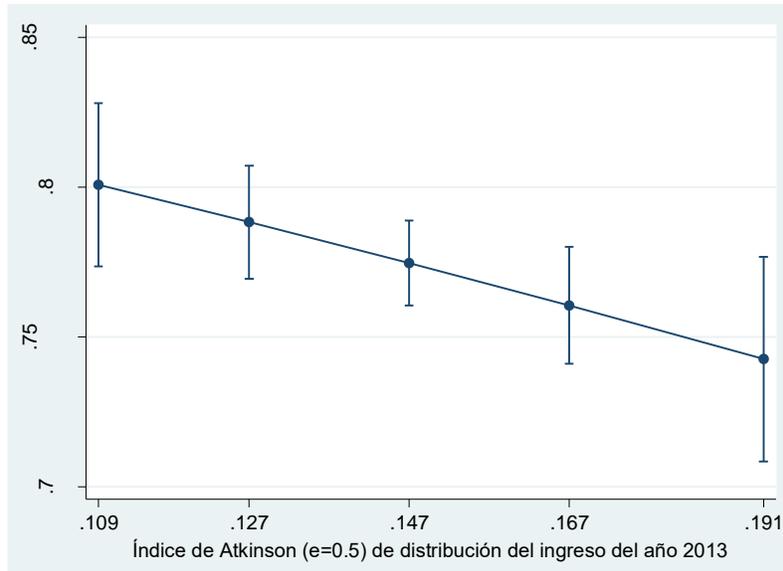


Gráfico 7: Relación promedio entre el índice de Atkinson y una buena autopercepción, para un individuo de referencia, de la salud con su intervalo de confianza del 95%.





UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Tabla 13: Coeficientes estimados de los indicadores de desigualdad del ingreso en el IMS en el año 2013. Análisis de Regresión Lineal Generalizado Multinivel.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Efectos fijos</i>			
<i>Coefficiente de Gini</i>	-0.093 (0.028)***	-0.216 (0.214)	-0.343 (0.236)
<i>Índice de Theil</i>	-0.062 (0.0212)***	0.630 (0.098)	0.041 (0.099)
<i>Índice de Atkinson</i>	-0.184 (0.045)***	0.180 (0.360)	0.040 (0.268)

Nota: Entre paréntesis figuran los desvíos estándar.

*** Estadísticamente significativa al 1%. ** Estadísticamente significativa al 5%. * Estadísticamente significativa al 10%.

En la Tabla 13, los coeficientes estimados para los índices de Theil y Atkinson son estadísticamente significativos en el modelo 1 (modelo de variación del intercepto) para el IMS.

Los resultados expuestos en las Tabla 14 y 15 son análogos a los obtenidos para el caso del coeficiente de Gini. Esto es, la diferencia en el IMS es de 1,42 (1,52) puntos porcentuales entre dos individuos con similares características socioeconómicas pero que viven en dos jurisdicciones con valores del índice de Theil (Atkinson) de 0,23 (0,20) y 0,45 (0,33), que son los valores extremos de las observaciones. Asimismo, el efecto observado en el modelo 1 desaparece al controlar por la interacción entre niveles para las variables ingreso per cápita y el coeficiente de desigualdad.

Tabla 14: Media predicha del IMS para distintos valores del índice de Theil. (Modelo 1).

	<i>Theil13 =</i>	<i>Media Predicha para el IMS</i>	<i>Variación p.p (A-E)</i>
<i>A</i>	0,2306	0,6504	
<i>B</i>	0,2693	0,6479	
<i>C</i>	0,3223	0,6446	-1,42
<i>D</i>	0,3754	0,6413	
<i>E</i>	0,4553	0,6362	

p.p= puntos porcentuales.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Tabla 15: Media predicha del IMS para distintos valores del índice de Atkinson. (Modelo 1).

<i>Atkinson13 =</i>	<i>Media Predicha para el IMS</i>	<i>Variación p.p (A-E)</i>
<i>A</i>	<i>0,2068</i>	<i>0,7838</i>
<i>B</i>	<i>0,2431</i>	<i>0,7804</i>
<i>C</i>	<i>0,2733</i>	<i>0,7767</i>
<i>D</i>	<i>0,3035</i>	<i>0,7731</i>
<i>E</i>	<i>0,3333</i>	<i>0,7686</i>

p.p= puntos porcentuales.

Tabla 16: Resumen de los resultados obtenidos a partir de la estrategia de modelización secuencial.

	<i>Modelo 1</i>		<i>Modelo 2</i>		<i>Modelo 3</i>	
	<i>Salud autopercebida</i>	<i>IMS</i>	<i>Salud autopercebida</i>	<i>IMS</i>	<i>Salud autopercebida</i>	<i>IMS</i>
<i>Gini13</i>	<i>No</i>	<i>Si</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
<i>Theil13</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
<i>Atkinson13</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>

En la Tabla 16 se presenta un resumen de los resultados obtenidos a partir de la estrategia de modelización secuencial para cada uno de los indicadores de desigualdad del ingreso seleccionados. El análisis muestra que existe una correlación en la dirección esperada entre la autopercepción de la salud y la desigualdad en la distribución del ingreso cuando ésta es medida a través de los índices de Theil y Atkinson. Asimismo, se observa que existe una correlación entre el IMS y la desigualdad del ingreso para los tres indicadores de desigualdad utilizados. Si bien estos resultados sugieren que existe una asociación estadísticamente significativa entre la desigualdad del ingreso y salud, aun controlando por características individuales, la magnitud de los efectos es muy pequeña. Por otra parte, dicha significatividad estadística desaparece luego de controlar por el ingreso medio de la jurisdicción.

5. Conclusiones y discusión

En este trabajo se utilizan datos a nivel de individuo y a nivel agregado (datos multinivel) de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR) del año 2013 para testear las asociaciones entre el estado de salud de los individuos y su nivel de ingreso (Hipótesis del Ingreso Absoluto) y entre el estado de salud de los individuos y la desigualdad del ingreso a nivel jurisdiccional (Hipótesis de



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Desigualdad del Ingreso). Para ello se utilizaron dos indicadores de salud, un indicador binario, definido a partir de las respuestas del estado de salud general y un indicador compuesto continuo, el Índice Multidimensional de Salud (IMS). El IMS fue elaborado a partir de la percepción del estado general de salud por parte del propio individuo, de la capacidad funcional (movilidad, cuidado personal, actividades cotidianas, dolor o malestar y ansiedad o depresión) y de la presencia de alguna afección crónica (presencia de hipertensión, presencia de diabetes, sobrepeso u obesidad, ataque cardíaco, hipercolesterolemia, accidente cerebrovascular, enfermedad pulmonar obstructiva crónica o enfermedad renal). Esta metodología de sintetizar en un único índice un conjunto de indicadores de salud difiere de la empleada por Fiscella y Franks (2000) y Kahn et al. (2000) quienes utilizaron el nivel de depresión, y por Roux et al. (2000) quienes utilizaron el Índice de Masa Corporal (IMC), el sedentarismo y el tabaquismo como indicadores de salud, pero de forma separada. Asimismo, esta metodología se distingue de la empleada por Xi et al. (2005), quienes, si bien utilizan información del Índice de Utilidad de Salud (IUS), generan una variable dicótoma que toma un valor 1 o 0 a diferencia del IMS que toma un valor continuo en el intervalo 0 y 1.

La principal contribución de esta investigación es que utiliza y enfatiza la necesidad de trabajar con modelos multinivel para el estudio de la relación entre desigualdad del ingreso y salud dado que permiten comprender mejor la contribución simultánea de los *factores individuales*, entre los que se encuentra el nivel de ingreso, y de los *factores contextuales*, entre los que se encuentra la distribución del ingreso. Es importante remarcar que en este trabajo no solo se utilizan datos multinivel, sino también se adoptan un modelo analítico y una estrategia econométrica con una estructura multinivel.

Los resultados obtenidos a partir de una estrategia de modelización secuencial en etapas (Kennedy et al. 1998, Kahn et al. 2000, Subramanian et al. 2003, Xi et al. 2005) reportan que, ante un incremento adicional de ingreso, el estado de salud de los individuos aumenta, pero a una tasa decreciente, lo que confirma la Hipótesis del Ingreso Absoluto. Estos resultados coinciden con los obtenidos en estudios previos. Kennedy et al. (1998) y Soobader y LeClere (1999) reportan los *odds ratios* de un peor estado de salud para distintas categorías de ingreso y encuentran que éstos disminuyen a medida que el ingreso aumenta. Mellor y Milyo (2002) incluyen el ingreso al cuadrado y encuentran evidencia de la relación cóncava entre ingreso y salud.

Asimismo, los resultados obtenidos muestran que existe un efecto negativo y estadísticamente significativo entre una mayor desigualdad del ingreso y un buen estado de salud autopercebido, para los índices de Theil y Atkinson, independientemente de las características individuales. Estos resultados apoyan la hipótesis de que individuos de similares características pero que residen en lugares más desiguales experimentan estados de salud más pobres. Resultados similares fueron obtenidos por Kennedy et al. (1998), Soobader y LeClere (1999), Kawachi et al. (1999), Fiscella y Franks (2000), Kahn et al. (2000), Subramanian et al. (2003), Xi et al. (2005) y Hildebrand y Van Kerm (2009).

En relación al IMS, los resultados muestran un efecto estadísticamente significativo para el coeficiente de Gini, el índice de Theil y el índice de Atkinson, independientemente de las características individuales. Similares resultados fueron obtenidos por Xi et al. 2005.

Como se mencionó anteriormente la mayoría de los estudios no utilizan como variables de salud índices que capturen en un único valor un conjunto de indicadores lo que dificulta la comparabilidad de los resultados obtenidos en este trabajo con otros estudios. No obstante, algunos de ellos utilizan indicadores que componen el IMS. Al respecto, Fiscella y Franks (2000) encuentran una relación modesta y estadísticamente significativa entre desigualdad del ingreso y síntomas depresivos mientras que Roux et al. (2000) obtienen una relación entre desigualdad del ingreso y tres factores de riesgo (índice de masa corporal, hipertensión y sedentarismo)

A diferencia de otros estudios (Fiscella y Franks 1997; Mellor y Milyo 2002), en donde el efecto de la desigualdad del ingreso sobre la salud es removido luego de controlar por factores individuales (nivel de ingreso, edad, sexo, etnia, situación conyugal, cobertura en salud y educación), en el presente estudio, dicha relación desaparece solo luego de controlar por otras variables a nivel agregado (ingreso medio).

Del análisis de la significatividad de la magnitud de la relación, se observó que la asociación es mayor para la autopercepción de la salud. En particular, un individuo que vive en la jurisdicción con el menor índice de desigualdad del ingreso, tiene un 7% más de probabilidad de reportar una buena salud en relación a un individuo de iguales características, que vive en la jurisdicción con mayor desigualdad. A diferencia de lo ocurrido con la autopercepción de la salud, los resultados obtenidos

para el IMS son más pequeños. Esto sugiere que los resultados son contingentes a la variable de salud utilizada.

Hay algunas limitaciones importantes que deben tenerse en cuenta en el análisis. En primer lugar, si bien, el IMS permite capturar otros aspectos de la salud (capacidad funcional y presencia de alguna afección crónica) adicionales a la autopercepción del estado general de salud, aún no se evitan los problemas potenciales de sesgo de medición como consecuencia de utilizar información declarada por el propio individuo. Futuros trabajos podrían utilizar indicadores multidimensionales con medidas "subjetivas" y "objetivas" de salud tales como indicadores de morbilidad clínicamente diagnosticados o indicadores de mortalidad.

Por otra parte, aunque los resultados sugieren una asociación entre desigualdad del ingreso y el IMS, la característica multidimensional de éste dificulta la identificación de los principales mecanismos de asociación.

En segundo lugar, en este trabajo se utilizó información acerca de la desigualdad del ingreso en las 24 jurisdicciones por no contar con información a nivel sub-jurisdiccional, principalmente a nivel de departamento.

Según Subramanian y Kawachi (2003), la escala geográfica en la cual la desigualdad del ingreso es medida es importante dado que determina los mecanismos que relacionan la desigualdad del ingreso con la salud. Una asociación observada a niveles administrativos intermedios, como son las jurisdicciones argentinas, podría sugerir la importancia de mecanismos políticos que funcionan a través de disparidades en los niveles de gasto social, entre los que se encuentra el gasto en salud.

Sin embargo, cuando la desigualdad del ingreso es medida en niveles inferiores, donde no se esperarían variaciones significativas en el comportamiento político, y donde los grupos de referencia de cada individuo son más claros de identificar, los factores psicosociales prevalecerían como los principales mecanismos de relación. En el presente trabajo, el grupo de referencia o comparación de cada individuo queda determinado por los individuos que residen en la misma jurisdicción.

No obstante, dado el tamaño y la heterogeneidad dentro de las jurisdicciones, este trabajo sugiere

para futuras investigaciones, testear la HDI a partir de unidades de agregación más pequeñas como por ejemplo departamentos, municipios, localidades, radios censales, etc.

En tercer lugar, en el presente trabajo, si bien se describen de manera cualitativa los mecanismos a través de los cuales la desigualdad del ingreso puede afectar la salud de los individuos, el análisis es una correlación multivariable y multinivel sobre desigualdad del ingreso y salud. Si bien se encontraron correlaciones estadísticamente significativas, es importante remarcar que una correlación no necesariamente prueba una relación causal. Luego de establecer una asociación estadísticamente significativa entre desigualdad del ingreso y salud, el siguiente paso es tratar de explicar dicha relación en términos de causa y efecto. Responder a la pregunta específica de causa y efecto, esto es, ¿cuál es el efecto causal de una variable sobre el estado de salud individual o viceversa?, requiere de técnicas cuantitativas más rigurosas que a su vez requieren una mayor disponibilidad de información precisa. En este sentido, tal como remarcan Subramanian y Kawachi (2003), disponer de datos longitudinales junto con la aplicación de modelos multinivel podrían proveer información más robusta sobre la naturaleza causal de la relación entre desigualdad del ingreso y salud.

En cuarto lugar, una limitación se deriva del hecho de utilizar datos de corte transversal. La utilización de datos longitudinales, siempre y cuando éstos estén disponibles, junto con la utilización de estructuras multinivel podrían proveer resultados más robustos de la relación entre desigualdad del ingreso y salud. Por otra parte, en caso de no contar con datos longitudinales, la construcción de un pseudo panel a través del desarrollo de una serie de cohortes ficticias utilizando las tres ENFR disponibles permitiría capturar la información dinámica del problema (García 2016).

Una de las principales razones para realizar este documento es su potencial influencia para la formulación de políticas basada en evidencia. Conocer la relación que tienen ciertas variables económicas, sociales y conductuales sobre la salud de los individuos, es fundamental para el diseño de políticas y programas que promuevan la salud y el bienestar de toda la población. Los resultados obtenidos muestran la importancia que tienen la educación, la cobertura en salud, la situación laboral y ciertos aspectos conductuales tales como la realización de actividad física, el consumo de alcohol y frutas y/o verduras sobre la salud de los individuos. Esto sugiere que desde el estado se pueden lograr mejoras sustanciales en la salud de los individuos a través de: i) políticas públicas



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

educativas que promuevan mejoras en los niveles de educación, principalmente en los niveles iniciales ii) un sistema de salud que garantice la Cobertura Universal en Salud (CUS), esto es, el acceso a los bienes y servicios de salud sin costo alguno para toda la población que lo demande en cualquier parte del país; iii) políticas laborales que permitan que todos los individuos tengan una actividad laboral de calidad, iv) subsidios para los desempleados y v) políticas de promoción de actividades saludables.

A partir de los resultados obtenidos en el presente trabajo, se concluye que no existe suficiente evidencia de una relación directa entre una mayor desigualdad del ingreso y un menor estado de salud. Si bien los resultados sugieren que existe una asociación estadísticamente significativa entre la desigualdad del ingreso y salud, aun controlando por características individuales, la magnitud de los efectos es muy pequeña. Por otra parte, dicha significatividad estadística desaparece luego de controlar por el ingreso medio de la jurisdicción.

Esto podría explicarse en parte por el nivel en el cual la desigualdad del ingreso es medida. En el presente trabajo, el nivel agregado son las jurisdicciones del país, por lo que, siguiendo a Subramanian y Kawachi (2003), se esperaría que los mecanismos políticos prevalezcan. Esto es, se esperaría que una mayor desigualdad del ingreso influya sobre la salud individual a través de un menor gasto en bienes sociales. Sin embargo, si bien en Argentina los gastos sociales de salud y educación son responsabilidad de las jurisdicciones, existen muchas políticas públicas a nivel nacional dirigidas a paliar las brechas de acceso a la salud y a la educación que existen entre las jurisdicciones y que no son capturadas por los indicadores económicos de desigualdad.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Referencias bibliográficas

Adler, N. E., Boyce, T., Chesney, M. A., Folkman, S., Syme, S. L. (1993). Socioeconomic inequalities in health. No easy solution. *Journal of American Medical Association*, 269(24), 3140–3145.

Atkinson, A. (1985). *Plots, transformations and regression: an introduction to graphical methods of diagnostic regression analysis*. New York: Oxford University Press.

Baum, C. F. (2008). Modeling proportions. *Stata Journal*, 8, 299–303.

Blakely, T. A., Kenedy B. P., Glass R., Kawachi, I. (2000). What is the lag time between income inequality and health status? *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54, 318–319.

Bobak, M., Pikhart, H., Rose R., Hertzman C., Marmot, M. (2000). Socioeconomic Factors, Material Inequalities, and Perceived Control in Self-Rated Health: Cross-Sectional Data from Seven Post-Communist Countries. *Social Science & Medicine*, 51(9), 1343-1350.

Browne, W. J., Draper, D. (2000). Implementation and performance issues in the Bahesian and likelihood fitting of multilevel models. *Computational Statistics*, 15(3), 391-420.

Bruner, J. (1997). *La educación, puerta de la cultura*. Barcelona: Aprendizaje Visor.

Busing, F. (1993). *Distribution characteristics of variance estimates in two-level models*. Department of Psychometrics and research Methodology, Leiden University, Leiden.

Cameron, A. C., Trivedi P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press.

Clarke, P., Wheaton, B. (2007). Addressing data sparseness in contextual population research using cluster analysis to create synthetic neighborhoods. *Sociological Methods and Research*, 35(3), 311-351.

Coleman, J. S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *The American Journal of Sociology*, 94, S95-S120.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Cox, J. (1996). Nonlinear quasi-likelihood models: applications to continuous proportions. *Computational Statistics and Data Analysis*, 21, 449-461.

Daly, M. C., Duncan, G. J., Kaplan, G. A., Lynch, J. W. (1998). Macro-to-micro links in the relation between income inequality and mortality. *The Milbank Quarterly*, 76(3), 315-339.

Deaton, A. (2001). Health, Inequality and economic development. Center for Health and Wellbeing and Research Program in Development Studies. Princeton: Princeton University.

Deaton, A. (2002). The convoluted story of international studies of inequality and health. *International Journal of Epidemiology*, 31(3), 546-549.

Deaton, A. (2003). Health, Inequality, and Economic Development. *Journal of Economic Literature*, 41(1), 113-158.

De Maio, F. G. (2010). Desigualdad en el ingreso como determinante social de la salud. *Salud Colectiva*, 6(2), 195-209.

Ferrari, S., Cribari-Nieto, F. (2004). Beta regression for modelling rates and proportions. *Journal of Applied Statistics*, 31(7), 799-815.

FIEL. (2009). La Desigualdad en la Salud, Buenos Aires: FIEL-Konrad Adenauer Foundation.

Fiscella, K., Franks, P. (1997). Poverty or Income Inequality as a Predictor of Mortality: longitudinal cohort study. *British Medical Journal*, 314(7096), 1724-1728.

Fiscella, K., Franks, P. (2000). Individual Income, Income Inequality, Health and Mortality: what are the relationships? *Health Services Research*, 35(1 Pt), 307-318.

Flegg, A. (1982). Inequality of Income, Illiteracy, and Medical Care as Determinants of Infant Mortality in Developing Countries. *Population Studies*, 36(3), 441-458.

García, C. M. (2016). Análisis económico sobre los determinantes de la actividad física en la población argentina. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Facultad de Ciencias Económicas, Pontificia Universidad Católica Argentina.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

- Gasparini, L., Cicowiez, M., Sosa Escudero, W. (2014). Pobreza y Desigualdad en América Latina: Conceptos, Herramientas y Aplicaciones. Documento de Trabajo N°171. La Plata: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- Goldstein, M. S., Siegel, J. M., Boyer, R. (1984). Predicting Changes in Perceived Health-Status. *American Journal of Public Health*, 74(6), 611–614.
- Kaplan, G. A., Pamuk, E. R., Lynch, J. W., Richard, D., Cohen, R. D., Balfour, J. L. (1996). Inequality an Income and Mortality in The United States: Analysis of Mortality and Potential Pathways. *British Medical Journal*, 312(7037), 999-1003.
- Kahn, R. S., Paul H. W., Kennedy, B. P., Kawachi, I. (2000). State Income Inequality, Household Income, and Maternal Mental and Physical Health: Cross Sectional National Survey, *British Medical Journal*. 321(7272), 1311–1315.
- Gerdtham, U., Johannesson, M. (2004). Absolute Income, Relative Income, Income Inequality and Mortality. *Journal of Human Resources*, 39(1), 229-247.
- Gravelle, H. (1999). How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact? *British Medical Journal*, 316(7128), 382-385.
- Hildebrand, V., Van Kerm, P. (2009). Income Inequality and Self Rated Health Status: Evidence form de European Community Household Panel. *Demography*, 46(4), 805–825.
- Hox, J. J. (2002). *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Idler, E. L., Kasl, S. V. (1995). Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *The journals of gerontology. Series B, Psychological sciences and social sciences*, 50(6), 344-353.
- Idler, E. L., Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 21–37.
- Kahn, R. S., Paul H. W., Bruce P. K., Kawachi, I. (2000). State Income Inequality, Household Income, and Maternal Mental and Physical Health: Cross Sectional National Survey. *British Medical Journal*, 321(7272), 1311–1315.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Kaplan, G. A., Pamuk, E. R., Lynch, J. M., Cohen, R. D., Balfour, J. L. (1996). Inequality in Income and Mortality in the United States: Analysis of Mortality and Potential Pathways, *British Medical Journal*, 312(7037), 999-1003.

Kawachi, I., Kennedy, B. P. (1997). The relationship of income inequality to mortality: does the choice of indicator matter? *Social Science & Medicine*, 45(7), 1121-1127.

Kawachi, I., Kennedy, B. P., Lochner, K., Prothrow-Stith, D. (1997). Social Capital, Income Inequality, and Mortality. *American Journal of Public Health*, 87(9), 1491-1498.

Kawachi, I., Kennedy, B. P. (1999). Income inequality and health: pathways and mechanisms. *Health Services Research*, 34(1 Pt 2), 215–227.

Kawachi, I., Kennedy, B. P., Wilkinson, R. G. (Eds.). (1999). *The Society and Population Health Reader*. Vol. I. New York: The New Press.

Kawachi, I. (2000). Income Inequality and Health. In L. Berkman and I. Kawachi, (Eds.), *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press, 76-94.

Kennedy, B. P., Kawachi, I., Glass, R., Prothrow-Stith, D. (1998). Income Distribution, Socioeconomic Status and Self-Rated Health in the United States. *British Medical Journal*, 317(7163), 917–921.

Kieschnick, R., McCullough, B. D. (2003). Regression analysis of variates observed on (0, 1): percentages, proportions and fractions. *Statistical Modelling*, 3(3), 193-213.

Kondo, N., Sembajwe, G., Kawachi, I., van Dam, R. M., Subramanian, S. V., Yamagata, Z. (2009). Income inequality, mortality, and self-rated health: meta-analysis of multilevel studies. *British Medical Journal*, 339, b4471.

Lobmayer, P., Wilkinson, R. G. (2002). Inequality, residential segregation by income, and mortality in US cities. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56(3), 183-187.

Long, J. S., Freese, J. (2001). *Regression Models for Categorical dependent variables using Stata*. Texas: Stata Press.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

- Lynch, J. W., A. Kaplan. (1997). Understanding how inequality in the distribution of income affects health. *Journal of Health Psychology*, 2(3), 297-314.
- Lynch, J. W., Kaplan, G. A., Pamuk, E. R., Cohen, R. D., Heck, K. E., Balfour, J. L., Yen, I. H. (1998). Income inequality and mortality in metropolitan areas of the United States. *American Journal of Public Health*, 88(7), 1074-1080.
- Lynch, J. W., Smith, G. D., Kaplan, G. A., House, J. S. (2000). Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *British Medical Journal*, 320(7243), 1200-1204.
- Lynch, J. W., Smith, G. D., Hillemeier, M., Shaw, M., Raghunathan, T., Kaplan, G. A. (2001). Income inequality, the psychosocial environment, and health: comparisons of wealthy nations. *The Lancet*, 358(9277), 194-200.
- Lynch, J. W., Smith, G. D., Harper, S., Hillemeier, M., Ross, N., Kaplan, G. A., Wolfson, M. (2004). Is Income Inequality a Determinant of Population Health? Part 1. A Systematic Review. *The Milbank Quarterly*, 82(1), 5-99.
- Macinko, J. A., Shi, L., Starfield, B., Wulu, J. T. (2003). Income Inequality and Health: A critical Review of the Literature. *Medical Care Research and Review*, 60(4), 407-452.
- Marmot, M. G., Rose, G., Shipley, M., Hamilton, P. J. (1978). Employment grade and coronary heart disease in British civil servants. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 32(4), 244-249.
- Marmot, M. G., Shipley, M., Rose, G. (1984). Inequalities in death – specific explanations of a general pattern? *The Lancet*, 1(8384), 1003-1006.
- Marmot, M. G., Smith, G. D., Stansfeld, S., Patel, C., North, F., Head, J., White, I., Brunner, E., Feeney, A. (1991). Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. *The Lancet*, 337(8754), 1387-1393.
- Marmot, M. G. (1994). Social differentials in health within and between populations. *Daedalus*, 123(4),



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

197-216.

Marmot, M. G., Wilkinson, R. G. (2001). Psychosocial and material pathways in the relation between income and health: a response to Lynch et al. *British Medical Journal*, 322(7296), 1233-1236.

Marmot, M. G. (2002). The influence of income on health: views of an epidemiologist. *Health Affairs*, 21(2), 31-46.

Mass, C. J. M., Hox, J. J. (2005). Sufficient sample sizes for multilevel modeling. *Methodology*, 1(3), 86-92.

McCulloch, A. (2001). Social environments and health: Cross sectional national survey. *British Medical Journal*, 323(7306), 208-209.

Mellor, J., Milyo, J. (2002). Income Inequality and Health Status in the United States: Evidence from the Current Population Survey. *Journal of Human Resources*, 37(3), 510-539.

Newsom, J. T., Nishishiba, M. (2002). *Nonconvergence and sample bias in hierarchical linear modeling of dyadic data*. Unpublished manuscript, Portland State University.

Organización Mundial de la Salud. (2009). *Subsanar las desigualdades en una generación*. Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud. Genova: Organización Mundial de la Salud.

Oxford Poverty & Human Development Initiative & Corporación Andina de Fomento (2016). *Las dimensiones faltantes en la medición de la pobreza*. Bogotá: Centro para el Desarrollo Humano; Centro Lyra; Centro para el Desarrollo Humano IERU; Corporación Andina de Fomento; Oxford Poverty & Human Development Initiative.

Papke, L., Wooldridge, J. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(K) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 619-632.

Preston, S. H. (1975). The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development. *Population Studies*, 29(2), 231-248.

Preston, S. H., Taubman, P. (1994). Socioeconomic differences in adult mortality and health status. En:



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Martin, L. G.; Preston, S. H., (Eds.), *Demography of aging*. Washington: Academy Press, 279-318.

Putnam, R. D. (1993). The prosperous community. Social capital and public life. *The American Prospect*, 4(13), 35-42.

Putnam, R. D. (1995). Bowling Alone: America’s Declining Social Capital. *Journal of Democracy*, 6(1), 65-78.

Rodgers, G. B. (1979). Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis. *Population Studies*, 33(2), 343–351.

Roux, D., Link A. V., B. G., Northridge M. E. (2000). A Multilevel Analysis of Income Inequality and Cardiovascular Disease Risk Factors. *Social Science & Medicine*, 50(5), 673-687.

Smith, E. R. (1999). Affective and cognitive implications of group membership becoming part of the self: New models of prejudice and of the self- concept. En D. Abrams & M. Hogg (Eds.), *Social identity and social cognition* (pp. 183-196). Oxford: Blackwell Publishers.

Smith J. (1999). Thick wallets and healthy bodies: the dual relation between health and economics status. *Journal of Economic Perspectives*, 13(2), 145-166.

Solar, O. I. A. (2010). A conceptual framework for action on the social determinants of health. Social Determinants of Health Discussion, Paper 2 (Policy and Practice). Geneva: World Health Organization.

Soobader, M. J., LeClere, F. B. (1999). Aggregation and Measurement of Income Inequality: Effects on Morbidity. *Social Science & Medicine*, 48(6), 733–744.

Strauss, J., Thomas, D. (1998). Health, Nutrition, and Economic Development. *Journal of Economic Literature*, 36(2), 766-817.

Subramanian, S. V., Kawachi, I. (2004). Income inequality and health: what have we learned so far? *Epidemiologic Reviews*, 26(1), 78-91.

Subramanian, S. V., Delgado, I., Jadue, L., Vega, J., Kawachi, I. (2003). *Income inequality and health:*



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

multilevel analysis of Chilean communities. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57(11), 844–848.

Terris, M. (1975). The contributions of Henry E. Sigerist to the health service organization. *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and society*, 53(4), 489-530.

Van der Leeden, R., Busing, F. (1994). *First Iteration versus IGLS/RIGLS Estimates in Two-level Models: a Monte Carlo Study with ML3*. Department of Psychometrica and research Methodology, Leiden University, Leiden.

Wagstaff, A., van Doorslaer, E. (2000). Income Inequality and Health: What Does the Literature Tell Us? *Annual Review of Public Health*, 21, 543-567.

Wilkinson, R. G. (1992). Income distribution and life expectancy. *British Medical Journal*, 304(6820), 165-168.

Wilkinson, R. G. (1996). *Unhealthy Societies: The afflictions of inequality*. London: Routledge.

Wilkinson, R. G. (2000). Inequality and the social environment: a reply to Lynch et al. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54(6), 411-3.

Wilkinson, R. G. (Ed). (2002). *L'inégalité nuit gravement à la santé*. Paris: Éditions Casini.

Wilkinson, R. G., Marmot, M. (Eds.). (2003). *Social determinants of health: the solid facts*. Copenhagen: World Health Organization, Regional Office for Europe.

Wilkinson, R. G., Pickett, K. (2006). Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Social Science & Medicine*, 62(7), 1768-1784.

Wilkinson, R. G., Pickett, K. (2009). *The Spirit Level: Why Greater Equality Makes Societies Stronger*. Bloomsbury Press: New York.

Willams, R. (2016). Analyzing Proportions: Fractional Response and Zero One Inflated Beta Models. Universidad de Notre Dame: <http://www3.nd.edu/~rwilliam/>.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Wooldridge, J. (2011). Fractional response models with endogenous explanatory variables and heterogeneity, página web de STATA: http://www.stata.com/meeting/chicago11/materials/chi11_wooldridge.pdf.

World Health Organization. (1948). *Constitution*. Genova: World Health Organization.

Xi, G. McDowell, I., Nair, R., Spasoff, R. (2005). Income Inequality and Health in Ontario: A Multilevel Analysis. *Canadian Journal of Public Health*, 96(3), 206-211.

Apéndices

a. Metodología para la construcción del Índice Multidimensional de Salud

El primer paso para la construcción de un Índice Multidimensional de Salud (IMS) es la selección de los indicadores que lo compone, lo que depende principalmente de lo que se desea medir y de la disponibilidad de información. Luego, una vez definidos los indicadores y las dimensiones que componen el índice, surge una segunda dificultad al momento de definir un conjunto de ponderadores que permita pasar de un conjunto de variables a alguna medida resumen.

Supongamos que $n = 32.365$ es la cantidad de personas, que $I = 14$ es el número de indicadores en consideración y que $k = 3$ es la cantidad de dimensiones en las cuales se agrupan los indicadores. Supongamos que $I^k = [I_{ij}^k]$ describe la matriz de indicadores del estado de situación de salud del individuo $i = 1, \dots, n$ en el indicador $j = 1, \dots, d$ perteneciente a cada dimensión k . Cada fila de vectores y_i enumera la situación de salud del individuo i , mientras que cada columna de vectores y_j nos da la distribución del estado de situación de la dimensión j para cada grupo de individuos para la dimensión k .

Luego supongamos que $D^k = [D_i^k]$ describe los vectores columna de estado de situación de salud correspondiente a cada dimensión k , cuya observación típica D_i^k representa una medida de salud

sinéctica de los indicadores correspondientes a cada dimensión.

El índice tiene una escala de 0 a 1 donde 1 representa un estado pleno de salud y 0 un estado grave de salud.⁵⁸ El índice captura tanto la percepción del estado general de salud por parte del propio individuo así como la capacidad funcional y presencia de alguna afección crónica. Para ello se definieron tres dimensiones. La dimensión de *Salud Autopercebida* (D^1) se compone de un solo indicador: la percepción del estado general de salud por parte del individuo entrevistado. La dimensión de *Calidad de Vida* (D^2) se compone de 5 atributos relacionados con la movilidad, el cuidado personal, las actividades cotidianas, el dolor o malestar y la ansiedad o depresión. Tres estados fueron definidos para cada indicador. Dichos estados describen ausencia de problemas en la dimensión (1 punto), problemas moderados (2 puntos) y problemas graves (3 puntos).

Por su parte la dimensión de *Presencia de Alguna Afección Crónica* (D^3) se compone de ocho atributos, presencia de hipertensión, presencia de diabetes, sobrepeso u obesidad, ataque cardiaco, hipercolesterolemia, accidente cerebrovascular, enfermedad pulmonar obstructiva crónica o enfermedad renal.

i. Dimensión de Salud Auto-percebida (D^1)

La dimensión de Salud Autopercebida (D^1) captura la percepción del estado de salud del individuo a través de una variable ordinal con 5 categorías donde 1 representa un estado excelente de salud y 0 un mal estado de salud.

Como se describiera anteriormente, la pregunta relacionada con la salud autopercebida tenía 5 categorías y decía: “En general, ¿usted diría que su salud es (1) excelente, (2) muy buena, (3) buena, (4) regular o (5) mala?”

Para la elaboración de la dimensión de Salud Autopercebida (D^1) se consideran los 5 niveles de

⁵⁸ Un “estado grave de salud” solo en términos de los indicadores del Índice Multidimensional de Salud (IMS) propuesto.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

respuesta a partir del cual se calcula el valor del estado de salud correspondiente mediante la siguiente función:

$$D_i^1 = I_i^1 = \frac{(V_{obs}^1 - V_{min}^1)}{(V_{máx}^1 - V_{min}^1)} = \frac{(V_{obs}^1 - 1)}{(5 - 1)} \quad \text{donde } V^1 = 1,2,3,4,5$$

De esta manera queda determinado un vector columna $D^1 = [D_i^1]$ asociada a la auto-percepción del estado de salud general de los individuos.

ii. Dimensión de Calidad de Vida (D^2)

La dimensión de Calidad de Vida (D^2) contiene una descripción del propio estado de salud a través de 5 indicadores (movilidad, cuidado personal, actividades cotidianas, dolor o malestar y ansiedad o depresión) para los cuales existen tres niveles de gravedad: 1 = sin limitación, 2 = con algunas limitaciones y 3 = con mucha limitación.

La pregunta relacionada con la movilidad de los individuos decía “En relación a su movilidad, ¿en el día de hoy (1) no tiene problemas para caminar, (2) tiene algunos problemas para caminar o (3) tiene que estar en cama?”

En relación al cuidado personal de los individuos, la pregunta decía “En relación al cuidado personal, ¿en el día de hoy (1) no tiene problemas para lavarse o vestirse solo, (2) tiene algunos problemas para lavarse o vestirse solo o (3) es incapaz de lavarse o vestirse solo?”

En relación a las actividades cotidianas tales como trabajar, estudiar, hacer tareas domésticas, actividades familiares y recreativas, la pregunta decía “En relación a las actividades cotidianas, ¿en el día de hoy (1) no tiene problemas para realizar sus actividades cotidianas, (2) tiene algunos



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

problemas para realizar sus actividades cotidianas o (3) es incapaz de realizar sus actividades cotidianas?

En relación al dolor/malestar de los individuos la pregunta decía “En relación al dolor/malestar, ¿en el día de hoy (1) no tiene dolor ni malestar, (2) tiene un dolor o malestar moderado o (3) tiene mucho dolor o malestar?”

Por último, en relación a la ansiedad/depresión de los individuos la pregunta decía “En relación a la ansiedad/depresión, ¿en el día de hoy (1) no está ansioso ni deprimido, (2) está moderadamente ansioso o deprimido o (3) está muy ansioso o deprimido?”

Para la elaboración de la dimensión de Calidad de Vida (D^2) se consideran los 5 indicadores y los 3 niveles de respuesta a partir de los cuales se calcula el valor del estado de salud correspondiente mediante la siguiente función:

$$D_i^2 = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 I_i^2 = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 \frac{(V_{obs}^i - V_{min}^i)}{(V_{máx}^i - V_{mín}^i)} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 \frac{(V_{obs}^i - 1)}{(5 - 1)} \quad \text{donde } V^i = 1,2,3$$

De esta manera queda determinado un vector columna $D^1 = [D_i^1]$ asociada a la calidad de vida de los individuos.

iii. Dimensión de Presencia de Alguna Afección Crónica (D^3)

La dimensión de Presencia de Alguna Afección Crónica (D^3) captura la presencia de hipertensión, presencia de diabetes, sobrepeso u obesidad, ataque cardiaco, hipercolesterolemia, accidente cerebrovascular, enfermedad pulmonar obstructiva crónica o enfermedad renal.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

En relación a la hipertensión, la variable utilizada es la “*prevalencia_hipertension*”. Para la definición de dicha variable se consideran las siguientes preguntas, “¿Alguna vez le han tomado la presión arterial? (1) Sí, (2) No o (9) Ns/Nc y “¿Cuántas veces un médico, una enfermera u otro profesional de la salud le dijo que tenía la presión alta? (1) Sólo una vez, (2) Más de una vez, (3) Ninguna o (9) Ns/Nc.

La variable “*prevalencia_hipertension*” considera que una persona tiene hipertensión arterial si se identifica que ha auto-reportado presión arterial elevada, es decir si un médico, enfermera u otro profesional de la salud le dijo que tenía la presión alta. Esta variable se calculó para la población a la que alguna vez le tomaron la presión arterial.

En relación a la diabetes, la variable utilizada es “*prevalencia_diabetes*”. Para la definición de dicha variable se consideran las siguientes preguntas, “Control de glucemia” (1) Se controló, (2) No se controló o (9) Ns/Nc y “¿Alguna vez un médico, una enfermera u otro profesional de la salud le dijo que tenía diabetes o azúcar alta en sangre? (1) Sí, (2) No o (9) Ns/Nc.

La variable “*prevalencia_diabetes*” considera que una persona tiene diabetes si se identifica que ha reportado azúcar alta en la sangre, es decir, si un médico, enfermera u otro profesional de la salud les dijo que tenía diabetes. Esta variable se calculó para la población que alguna vez se realizó un control de glucemia.

El Índice de Masa Corporal (IMC) se calcula con la fórmula (*peso/talla²*). Se utilizaron los puntos de corte propuestos por el documento de indicadores de enfermedades crónicas de los Centros para el Control y la Prevención de enfermedades: (1) Peso normal, cuando el IMC es menor a 25; (2) Sobrepeso, cuando el IMC se encuentra entre 25 y 29,99; (3) Obesidad, cuando el IMC es mayor o igual a 30 o (9) Ns/Nc cuando no sabe o no responde el peso y/o talla.

En relación a la hipercolesterolemia, la variable utilizada es la “*prevalencia_cholesterol*”. Para la definición de dicha variable se consideran las siguientes preguntas, “¿Alguna vez le han medido el colesterol? (1) Sí, (2) No o (9) Ns/Nc y “¿Alguna vez (1) un médico, una enfermera u otro profesional de la salud le dijo que tenía el colesterol alto? 1) Sí, (2) No o (9) Ns/Nc.

La variable “*prevalencia_cholesterol*” considera que una persona tiene hipercolesterolemia si se



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

identifica que ha auto-reportado colesterol elevado, es decir si un médico, enfermera u otro profesional de la salud le dijo que tenía el colesterol alto. Esta variable se calculó para la población a la que alguna vez le midieron el colesterol.

En relación a un ataque cardiaco sufrido por un individuo, la pregunta decía, “¿Alguna vez, un médico, enfermera u otro profesional de la salud, le dijo que tuvo un ataque cardiaco, también llamado infarto de miocardio?” (1) Sí, (2) No o (9) Ns/Nc.

En relación a un accidente cerebrovascular (ACV) sufrido por un individuo la pregunta decía ¿“Alguna vez un médico, enfermera u otro profesional de la salud le dijo que tuvo un accidente cerebrovascular o derrame o ACV? (1) Sí, (2) No o (9) Ns/Nc.

En relación a una Enfermedad Pulmonar Obstructiva Crónica (EPOC) sufrida por un individuo, la pregunta decía ¿“Alguna vez un médico, enfermera u otro profesional de la salud le dijo que tuvo EPOC (enfermedad pulmonar obstructiva crónica, enfisema o bronquitis crónica)? (1) Sí, (2) No o (9) Ns/Nc.

En relación a una enfermedad renal sufrida por un individuo, la pregunta decía ¿“Alguna vez un médico, enfermera u otro profesional de la salud, le dijo que tuvo una enfermedad renal, sin incluir cálculos renales, infecciones urinarias o incontinencia? (1) Sí, (2) No o (9) Ns/Nc.

Para la elaboración de la matriz de correspondiente a la dimensión Presencia de Alguna Afección Crónica (D^3) se consideran los 8 indicadores descriptos anteriormente y 2 niveles de respuesta (1 = Sí, 2 ≠ Sí) a partir de los cuales se calcula el valor del estado de salud correspondiente mediante la siguiente función:

$$D_i^3 = \sum_{i=1}^8 I_i^3$$

$$I_i^3 = \begin{cases} 1/8 & \text{si } V_{obs}^i = 1 \\ 0 & \text{si } V_{obs}^i \neq 1 \end{cases} \quad \text{donde } V^i = 1,2$$



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Luego, para el cálculo del Índice Multidimensional de Salud (IMS) se debe decidir acerca de los pesos ω_j asignados a cada dimensión. En el marco del presente documento se trabaja bajo la hipótesis de que no existen motivos para considerar que una dimensión es más importante que otra por lo que se le asigna una importancia relativamente equitativa a cada dimensión, eso es un peso $\omega_j = 1/3$.

De esta manera queda determinado el Índice Multidimensional de Salud (IMS) de la siguiente manera:

$$IMS = 1 - \frac{1}{3}(D^1) + \frac{1}{3}(D^2) + \frac{1}{3}(D^3)$$

b. Resultados obtenidos a partir de indicadores de desigualdad alternativos



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Tabla B.1: Odds ratios para una “excelente”, “muy buena” o “buena” autopercepción de la salud: Análisis de Regresión Logístico Multinivel. Indicador de desigualdad del ingreso: Índice de Atkinson

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Efectos fijos</i>			
Constante	9.650 (3.859)***	3.406 (3.671)	2.516 (2.814)
Ln(Ing)	1.346 (0.028)***	1.549 (0.210)***	1.532 (0.209)***
1=Varón; 0=Mujer	1.323 (0.042)***	1.323 (0.042)***	1.323 (0.042)***
Edad	0.898 (0.004)***	0.898 (0.004)***	0.898 (0.004)***
Edad al cuadrado	1.000 (0.000)***	1.000 (0.000)***	1.000 (0.000)***
Primario completo y secundario incompleto	1.390 (0.059)***	1.391 (0.059)***	1.391 (0.059)***
Secundario completo y más	2.405 (0.115)***	2.406 (0.115)***	2.407 (0.115)***
1=Con cobertura formal; 0=Sin cobertura formal	1.426 (0.053)***	1.427 (0.053)***	1.427 (0.053)***
1=Ocupado; 0=Desocupado/Inactivo	1.563 (0.054)***	1.563 (0.054)***	1.563 (0.054)***
1=Unido/Casado; 0=Separado/Divorciado/Viudo/Soltero	1.093 (0.034)***	1.092 (0.034)***	1.092 (0.034)***
Nivel de actividad física moderado	1.001 (0.052)	1.001 (0.051)	1.001 (0.052)
Nivel de actividad física bajo	0.737 (0.035)***	0.736 (0.035)***	0.736 (0.035)***
Consumo de tabaco	0.816 (0.024)***	0.816 (0.024)***	0.816 (0.024)***
Consumo de frutas/verduras	1.172 (0.085)**	1.170 (0.085)**	1.170 (0.085)**
Atkinson13	0.007 (0.018)**	7.62 (53.36)	21.47 (151.4)
Atkinson13xLn(Ing)	-	0.394 (0.352)	0.419 (0.376)
Ingreso medio per cápita	-	-	1.000 (0.000)
<i>Efectos aleatorios</i>			
var(<i>_cons</i>) (μ_{0j})	0.052 (0.017)	0.052 (0.017)	0.050 (0.016)
var(Ln_IngPc) (μ_{1j})	-	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Índice de Correlación Intraclase	0.015	0.015	0.014

Nota: Entre paréntesis figuran los desvíos estándar.

*** Estadísticamente significativa al 1%. ** Estadísticamente significativa al 5%. * Estadísticamente significativa al 10%.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina
 “Santa María de los Buenos Aires”
 Facultad de Ciencias Económicas
 Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Tabla B.2: Coeficientes estimados de las características individuales y de contexto en el IMS en el año 2013. Análisis de Regresión Lineal Generalizado Multinivel. Indicador de desigualdad del ingreso: Índice de Atkinson.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Efectos fijos</i>			
Constante	0858 (0.010)***	0.792 (0.055)***	0.711 (0.511)***
Ln(Ing)	0.014 (0.000)***	0.021 (0.007)***	0.018 (0.005)***
1=Varón; 0=Mujer	0.009 (0.001)***	0.009 (0.001)***	0.011 (0.001)***
Edad	-0.005 (0.000)***	-0.005 (0.000)***	-0.003 (0.000)***
Edad al cuadrado	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	-0.003 (0.000)***
Primario completo y secundario incompleto	0.017 (0.002)***	0.017 (0.002)***	0.016 (0.002)***
Secundario completo y más	0.043 (0.002)***	0.043 (0.002)***	0.041 (0.002)***
1=Con cobertura formal; 0=Sin cobertura formal	0.009 (0.001)***	0.009 (0.001)***	0.011 (0.001)***
1=Ocupado; 0=Desocupado/Inactivo	0.026 (0.001)***	0.026 (0.001)***	0.019 (0.001)***
1=Unido/Casado; 0=Separado/Divorciado/Viudo/Soltero	0.002 (0.001)**	-0.002 (0.001)**	-0.002 (0.001)**
Nivel de actividad física moderado	-0.004 (0.001)**	-0.004 (0.002)***	-0.004 (0.002)*
Nivel de actividad física bajo	-0.026 (0.001)***	-0.026 (0.001)***	-0.0258 (0.001)***
Consumo de tabaco	-0.015 (0.001)***	-0.015 (0.001)***	-0.017 (0.001)***
Consumo de frutas/verduras	0.010 (0.003)***	0.010 (0.003)***	0.012 (0.003)***
AtkinsonI3	-0.184 (0.044)***	0.180 (0.360)	0.050 (0.269)
AtkinsonI3xLn(Ing)	-	-0.045 (0.047)	-0.025 (0.036)
Ingreso medio per cápita	-	-	0.000 (0.000)**
<i>Varianza</i>			
Nivel individuo	0.013 (0.000)***	0.013 (0.000)***	0.013 (0.000)***
Nivel Jurisdicción	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	0.010 (1.973)**

Nota: Entre paréntesis figuran los desvíos estándar.

*** Estadísticamente significativa al 1%. ** Estadísticamente significativa al 5%. * Estadísticamente significativa al 10%.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina
 “Santa María de los Buenos Aires”
 Facultad de Ciencias Económicas
 Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Tabla B.3: Odds ratios para una “excelente”, “muy buena” o “buena” autopercepción de la salud: Análisis de Regresión Logístico Multinivel. Indicador de desigualdad del ingreso: Índice de Theil.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Efectos fijos			
Constante	8.388 (2.909)***	4.122 (3.613)	3.096 (2.858)
Ln(Ing)	1.346 (0.028)***	1.481 (0.163)***	1.468 (0.162)***
1=Varón; 0=Mujer	1.323 (0.042)***	1.323 (0.042)***	1.323 (0.042)***
Edad	0.898 (0.004)***	0.898 (0.004)***	0.898 (0.004)***
Edad al cuadrado	1.000 (0.000)***	1.000 (0.000)***	1.000 (0.000)***
Primario completo y secundario incompleto	1.390 (0.059)***	1.390 (0.059)***	1.391 (0.059)***
Secundario completo y más	2.405 (0.115)***	2.405 (0.115)***	2.407 (0.115)***
1=Con cobertura formal; 0=Sin cobertura formal	1.426 (0.053)***	1.426 (0.053)***	1.427 (0.053)***
1=Ocupado; 0=Desocupado/Inactivo	1.563 (0.054)***	1.563 (0.054)***	1.563 (0.054)***
1=Unido/Casado; 0=Separado/Divorciado/Viudo/Soltero	1.093 (0.034)***	1.092 (0.034)***	1.092 (0.034)***
Nivel de actividad física moderado	1.001 (0.052)	1.001 (0.052)	1.001 (0.052)
Nivel de actividad física bajo	0.737 (0.035)***	0.737 (0.035)***	0.736 (0.035)***
Consumo de tabaco	0.816 (0.024)***	0.816 (0.024)***	0.816 (0.024)***
Consumo de frutas/verduras	1.172 (0.085)*	1.172 (0.085)*	1.170 (0.085)*
Theil13	0.168 (0.145)**	1.424 (3.656)	2.160 (5.606)
Theil13xLn(Ing)	-	0.747 (0.246)	0.765 (0.252)
Ingreso medio per cápita	-	-	1.000 (0.000)
Efectos aleatorios			
var(_cons) (μ_{0j})	0.053 (0.017)	0.052 (0.017)	0.050 (0.016)
var(Ln_IngPc) (μ_{1j})	-	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Índice de Correlación Intraclase	0.016	0.015	0.014

Nota: Entre paréntesis figuran los desvíos estándar.

*** Estadísticamente significativa al 1%. ** Estadísticamente significativa al 5%. * Estadísticamente significativa al 10%.



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina
 “Santa María de los Buenos Aires”
 Facultad de Ciencias Económicas
 Departamento de Investigación “Francisco Valsecchi”

Tabla B.4: Coeficientes estimados de las características individuales y de contexto en el IMS en el año 2013. Análisis de Regresión Lineal Generalizado Multinivel. Indicador de desigualdad del ingreso: Índice de Theil.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Efectos fijos</i>			
Constante	0.716 (3.834)	0.648 (3.333)	0.617 (3.414)
Ln(Ing)	0.015 (0.000)***	0.020 (0.004)***	0.018 (0.004)***
1=Varón; 0=Mujer	0.009 (0.001)***	0.009 (0.001)***	0.009 (0.001)***
Edad	-0.005 (0.000)***	-0.005 (0.000)***	-0.005 (0.000)***
Edad al cuadrado	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***
Primario completo y secundario incompleto	0.017 (0.002)***	0.018 (0.002)***	0.018 (0.002)***
Secundario completo y más	0.043 (0.002)***	0.043 (0.002)***	0.044 (0.002)***
1=Con cobertura formal; 0=Sin cobertura formal	0.009 (0.001)***	0.009 (0.001)***	0.009 (0.001)***
1=Ocupado; 0=Desocupado/Inactivo	0.026 (0.001)***	0.026 (0.001)***	0.026 (0.001)***
1=Unido/Casado; 0=Separado/Divorciado/Viudo/Soltero	0.002 (0.001)**	0.002 (0.001)**	0.002 (0.001)**
Nivel de actividad física moderado	-0.004 (0.002)**	-0.004 (0.002)**	-0.004 (0.002)**
Nivel de actividad física bajo	-0.025 (0.001)***	-0.025 (0.001)***	-0.025 (0.001)***
Consumo de tabaco	-0.015 (0.001)***	-0.015 (0.001)***	-0.016 (0.001)***
Consumo de frutas/verduras	0.012 (0.003)***	0.012 (0.003)***	0.011 (0.003)***
Theil13	-0.062 (0.012)***	0.063 (0.098)	0.041 (0.098)
Theil13xLn(Ing)	-	-0.017 (0.013)	-0.012 (0.013)
Ingreso medio per cápita	-	-	0.000 (0.000)**
<i>Varianza</i>			
Nivel individuo	0.013 (0.000)***	0.013 (0.000)***	0.013 (0.000)***
Nivel Jurisdicción	0.056 (3.371)	0.082 (3.557)	0.125 (4.480)

Nota: Entre paréntesis figuran los desvíos estándar.

*** Estadísticamente significativa al 1%. ** Estadísticamente significativa al 5%. * Estadísticamente significativa al 10%.