ANÁLISIS MULTINIVEL DE LA RENTA Y LAS DESIGUALDADES EN RENTA Y SALUD EN ESPAÑA[1]

Resumen

El objetivo es investigar la influencia que sobre la salud de los españoles ejercen tanto algunas características individuales como territoriales a nivel de Comunidad Autónoma, en el año 2007. Concretamente se contrasta la influencia que sobre la salud ejercen variables como la renta personal (hipótesis de renta absoluta) y otras variables a nivel autonómico, como las desigualdades de renta (hipótesis de desigualdad de renta), la renta per cápita (hipótesis de posición) y el bienestar.

Se utiliza un modelo *logit* multinivel transversal con dos especificaciones alternativas de la variable dependiente: la salud autopercibida y las enfermedades crónicas. La base de datos empleada es la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2007.

La población objeto de estudio está constituida por 28.023 personas mayores de 16 años, en las 17 Comunidades Autónomas de España.

Los resultados señalan que la renta personal influye positivamente en la salud, al igual que ser hombre, estar casado, estar trabajando y tener un nivel de estudios alto. Ninguna de las variables regionales fue estadísticamente significativa para el estado de salud autopercibido. Sin embargo, el Ingreso monetario neto per cápita y el Bienestar per cápita actúan como factores protectores de la enfermedad crónica, a diferencia del Índice de Gini, el Índice de Theil y el Índice de Atkinson, que no alcanzan significatividad en ninguno de los casos.

Los resultados confirman la hipótesis de la renta absoluta, a mayor nivel de renta personal, menor probabilidad de tener una mala salud autopercibida o de sufrir una enfermedad crónica. No se puede confirmar la hipótesis de la renta relativa para el caso de la salud autopercibida, mientras que se cumple parcialmente en el caso de la enfermedad crónica.

Autores

Kristina Karlsdotter. Universidad de Granada. kristina.karlsdotter@gmail.com

[1] Los autores agradecen la financiación de los proyectos "Influencia del género, estatus, estilos de vida y desigualdad social territorial sobre el estado de salud percibida en Andalucia y las otras Comunidades Autonomas (1987-2006)" del Centro de Estudios Andaluces y "Análisis multinivel de la influencia de las desigualdades socioeconómicas a nivel de Comunidad Autónoma de los españoles (2004-2008)" de la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía.

Carmen Navarro Palenzuela. Universidad de Granada.
carmennavarropalenzuela@hotmail.com
José Jesús Martín Martín. Universidad de Granada. jmartin@ugr.es
Mª del Puerto López del Amo González. Universidad de Granada. puerto@ugr.es

Introducción

Puede expresarse de diversas formas y medirse de otras tantas, pero el resultado es notablemente el mismo: el estatus económico y social es clave para la duración y calidad de la vida. El resultado no es nuevo. Desde los trabajos de Marmot (Marmot y Theorell, 1988), el estudio de las desigualdades sociales en salud se ha desarrollado como uno de los programas de investigación más intensos en ciencias sociales y para la práctica totalidad de países donde hay datos disponibles, se identifican diferencias significativas en salud entre grupos socioeconómicos, existiendo un gradiente social que se acentúa negativamente entre las clases menos privilegiadas (WHO, 2009).

Una de las dimensiones del gradiente social en salud que ha generado mayor interés es la relación entre renta y salud, tanto a nivel agregado como individual (Mackenbach et al., 2007; Subramanian y Kawachi, 2004; Wagstaff y van Doorslaer, 2000). Suelen distinguirse dos enfoques: la hipótesis de renta absoluta (HRA) y la hipótesis de renta relativa (HRR).

La HRA postula una relación causal cóncava entre salud y renta personal, lo que implica que incrementos adicionales de renta individual aumentan la salud, aunque de manera decreciente (WHO, 2008). A nivel agregado esto supone una relación inversa entre desigualdad en renta y salud media (Wagstaff y van Doorslaer, 2000). La investigación empírica ha generado un sólido, aunque no unánime, respaldo a esta hipótesis (Jones y Wildman, 2008; Gravelle y Sutton, 2006).

La HRR, planteada en el trabajo seminal de Rodgers (1979) y posteriormente de Wilkinson (1996) supone que en los países desarrollados, la desigualdad de distribución de la renta de una sociedad influye en el nivel medio de salud de la misma, más allá de la concavidad renta salud. Según esta hipótesis, los países, regiones o áreas geográficas con una mayor desigualdad de renta presentan peores niveles de salud poblacional (Wilkinson y Pickett, 2009).

Recientes revisiones (Wilkinson y Pickett, 2006; Subramanian y Kawachi, 2004) identifican numerosos trabajos empíricos tanto favorables como contrarios a la HRR (Por ejemplo, Hernández Quevedo et al., 2008, encuentran evidencia de que se cumple, mientras que Hua Jen et al., 2009a llegan a la conclusión contraria). Los resultados obtenidos parecen ser contingentes a las variables utilizadas, en particular las medidas de la salud, el nivel geográfico (local, regional o entre países), los índices de desigualdad de renta y otras variables ecológicas, y algunos aspectos metodológicos.

Tradicionalmente, siguiendo los trabajos de Wilkinson (1996), se ha utilizado la mortalidad para contrastar las HRA y HRR, sin embargo no es posible con las actuales bases de datos relacionar esta variable con información individual.

Una alternativa es la utilización de medidas subjetivas de salud recogidas habitualmente en encuestas de ámbito nacional e internacional. Las principal es la salud autopercibida (Hua Jen et al., 2009 a y b; Zheng, 2009; Jones y Widman, 2008) y en menor medida la enfermedad crónica (Sturm y Gresenz, 2002) o la limitación funcional (Stoyanova y Díaz Serrano, 2008).

El ámbito geográfico considerado es otro aspecto relevante. La tesis de la HRR ha sido contrastada a nivel nacional, regional y local. Wilkinson y Pickett (2006) identifican 45 estudios a nivel internacional, 58 a nivel regional y 65 a nivel local, de los cuales la mayoría se han realizado con datos de EEUU. De los trabajos a nivel regional o local, sólo 12 estudios se realizaron con datos de algún país europeo.

Las variables utilizadas para la desigualdad de renta existentes entre países o regiones son diferentes en la literatura. Con frecuencia se ha utilizado el PIB per cápita (Olsen y Dahl, 2007; Hua Jen et al., 2009a y b) y el índice de Gini también ha sido empleado con frecuencia (Babones, 2008; Gravelle y Sutton, 2006). Mucho más esporádica ha sido la utilización de otras medidas de desigualdad de renta características de la literatura económica de la desigualdad como el índice de Theil (Hua Jen et al., 2009a y b; Blanco, 2006), o el índice de Atkinson (Zheng, 2009; Regidor et al., 2003). La literatura apenas ha contrastado la HRR con índices de bienestar como se efectúa en este trabajo.

Otro aspecto abordado recientemente en la literatura es el impacto que sobre la variable dependiente ejerzan las variables ecológicas de periodos anteriores (Subramanian et al., 2004, 2006, Mellor y Milyo, 2003; Regidor et al., 2003; Blakeley et al., 2000) dado que

la situación de desigualdad de renta en que se desarrolla la vida de las personas puede afectar a su salud años o décadas después.

Un problema para contrastar la HRR proviene de la utilización de datos agregados en la mayoría de los estudios (Wilkinson y Pickett, 2006) lo que puede suponer, como plantean diversos estudios, que la relación encontrada sea el resultado de un artefacto estadístico derivado de la relación no lineal entre renta individual y salud (Wildman, 2003) lo que daría lugar a una falacia ecológica, consecuencia de emplear datos agregados para modelizar la salud de los individuos (Gravelle y Sutton, 2006; Gravelle et al., 2002). La única forma convincente de verificar empíricamente la HRR es con la utilización de datos individuales. Una aproximación metodológicamente atractiva para contrastar simultáneamente la HRA y la HRR son los modelos multinivel que permiten analizar la influencia en una variable dependiente de varias variables de distinto nivel (Goldstein, 2003; Diez-Roux, et al., 2000a).

Durante las últimas décadas se ha generado una importante literatura en relación a las HRA y HRR, tanto a nivel internacional como, en menor medida, a nivel nacional. Los resultados de la literatura internacional parecen señalar de forma robusta el cumplimiento de la HRA. Alternativamente, la evidencia factual sobre la HRR es mucho más contradictoria. En la tabla 1 se recogen algunos de los principales trabajos empíricos publicados sobre el tema, focalizando en aquellos que utilizan métodos de estimación estadística multinivel por las razones apuntadas anteriormente.

Los objetivos de este trabajo son:

1. Analizar al influencia de variables sociodemográficas y socioeconómicas en la salud de la población española.
2. Contrastar la hipótesis de AIH
3. Contrastar la RIH a nivel regional en el España con distintas especificaciones positivas y normativas de la desigualdad de renta.
4. Evaluar la influencia de la desigualdad de la renta regional en periodos anteriores sobre la salud actual de la población española.
5. Analizar la influencia que sobre los resultados ejercen dos medidas alternativas del estado de salud: la salud autopercibida y las enfermedades crónicas.

Datos

Para la realización del estudio se ha utilizado la Encuesta de Condiciones de Vida, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística, que cubre todo el territorio nacional. El criterio de inclusión ha sido individuos adultos, mayores de 16 años, residentes en España. La población de referencia definitiva es de 28.023 individuos agrupados en las 17 Comunidades Autónomas de España.

Las dos variables dependientes empleadas han sido la salud autopercibida, y la enfermedad crónica, ambas obtenidas de la Encuesta de Condiciones de Vida. Las cinco categorías en las que se recogen el estado de salud percibido en la ECV (muy bueno, bueno, regular, malo y muy malo) como respuesta a la pregunta ¿Cómo definiría usted su estado general de salud? se han colapsado en una variable dicotómica con dos valores, buena y mala salud. La enfermedad crónica refleja la respuesta (si/no) a la pregunta ¿Tiene alguna enfermedad crónica o alguna incapacidad o deficiencia crónica?.

Las variables independientes utilizadas corresponden a las dimensiones sociodemográficas (edad, sexo, estado civil y nacionalidad) y socioeconómicas (nivel educativo, renta personal y desempleo).

A nivel regional se ha considerado un amplio número de indicadores, tanto positivos como normativos, de desigualdad económica. Para contrastar la HRR se introducen los índices de Gini, de Theil y de Atkinson, con ε (adversión a la desigualdad) de 0,5, 1 y 2, la pérdida porcentual del bienestar debido a la desigualdad, la renta per cápita y el bienestar per cápita, en sus formas logarítmicas. Todas las variables ecológicas se han considerado para los años 1980, 1990 y 2003.

La tabla 4 muestra un análisis descriptivo de todas las variables utilizadas.

Metodología

Los individuos que comparten un mismo contexto son influidos de forma homogénea por éste. Así los habitantes de un territorio tienen pautas de conducta más parecidas entre sí que los pertenecientes a otro. Esta similitud entre los individuos pertenecientes a un mismo contexto establece una estructura de correlación intracontextual que impide el cumplimiento de la hipótesis de independencia sobre la que están basados los modelos de regresión tradicionales e invalida, por tanto, sus métodos de estimación, lo que se traduce en estimaciones incorrectas de los errores estándar.

En este trabajo se emplea un modelo multinivel de regresión logística. Estos modelos resuelven algunos de los problemas que se presentan cuando se utilizan modelos de estimación de un único nivel a datos que son jerárquicos (Goldstein, 2003). Los modelos multinivel permiten determinar el efecto directo de las variables explicativas individuales y de grupo, así como determinar las interacciones entre niveles, determinando qué porcentaje de la variabilidad explicada es imputable el individuo y que porcentaje es imputable al grupo.

Los objetivos del análisis multinivel son combinar información de diversos niveles, analizar las relaciones entre los niveles macro y micro y estimar la varianza de cada uno de los niveles.

Puesto que la ecuación del modelo logit multinivel representa el logaritmo de la probabilidad de presentar la característica de interés, la exponencial de los parámetros del modelo pueden ser interpretados en términos de *Odd Ratios* (OR).

Para probar la significación estadística de $\sigma^2_{\mu 0}$ se utiliza el test de Wald (1943).

Se realiza un análisis de los efectos cruzados o la interacción multinivel entre las variables ecológicas significativas y las características individuales significativas. Para ello se estima un término de interacción, que, en el caso de ser significativo, cuantifica la diferencia en la influencia de la variable ecológica sobre la variable individual.

La estrategia de modelización consiste en una serie de modelos de creciente complejidad.

El proceso de estimación secuencial consta de 27 modelos como se refleja en la tabla 5.

El modelo 1 (1a y 1b) incluye únicamente un término constante, para el caso de la salud percibida (a) y para el caso de las enfermedades crónicas (b). Las variables independientes individuales son las sociodemográficas (introducidas en los modelos 2, 2a y 2b) y las socioeconómicas (3a y 3b).

Las variables de contexto son introducidas de una en una en los siguientes modelos. Dado que se consideran todas las variables regionales para tres años diferentes, cada una de ellas ocupa tres modelos. En los modelos 4 a 6 se ha testado la influencia en la salud autopercibida y en la enfermedad crónica del índice de Gini. En los siguientes tres modelos se ha considerado el índice de Theil. El índice de Atkinson, con tres

especificaciones alternativas de la aversión a la desigualdad para cada año, es introducido en los modelos 10 a 18.

A continuación, en los modelos 19 a 24, se ha testado al influencia en la salud de la pérdida del bienestar, los ingresos monetarios netos ordinarios per cápita y, finalmente, en los modelo 25 a 27, la influencia del bienestar per cápita regional.

Resultados

En la tabla 6 se presentan los resultados para las dos variables de salud consideradas, estado de salud autopercibida y enfermedad crónica.

En el modelo vacío (Modelo 1) la probabilidad de que una persona considere su salud mala es del 32%, suponiendo que no varía con las características individuales o ecológicas. La probabilidad de sufrir alguna enfermedad crónica es del 25%. El individuo de referencia es una mujer española, de 48 años, casada, con estudios primarios, que está trabajando y que gana 10.080 euros anuales.

Respecto de las variables individuales sociodemográficas (Modelo 2), la edad afecta negativamente tanto a la salud autopercibida como a la enfermedad crónica. Por cada año que cumple una persona a partir de los 48 años, la probabilidad de declarar su estado de salud como malo aumenta en 6,2%, y la probabilidad de sufrir alguna enfermedad crónica aumenta en 4,8%. Las mujeres tienen mayor probabilidad de tener mala salud autopercibida (13,1%), mientras que el sexo no es una variable estadísticamente significativa en el caso de la enfermedad crónica.

En el estado civil, ser soltero, separado y divorciado son categorías estadísticamente significativas y aumentan la probabilidad tanto de declarar una mala salud percibida (17,5%, 22,3% y 46,4%, respectivamente), como de padecer alguna enfermedad crónica (25,1%, 40,5% y 70,9%, respectivamente). Ser viudo, sin embargo, no alcanza significación estadística en ninguno de los dos casos.

La variable nacionalidad indica que, comparado con las demás nacionalidades, ser español aumenta la probabilidad tanto de declarar mala salud como de sufrir alguna enfermedad crónica. Sin embargo, el porcentaje de personas de la muestra que no es española es reducido, por lo que este resultado hay que interpretarlo con cautela.

Respecto a las variables socioeconómicas (Modelo 3), tanto el nivel de estudios como la renta personal contribuyen a mejorar el nivel de salud de las personas. A mayor nivel de estudios, tanto la probabilidad de declarar mala salud como de sufrir alguna enfermedad crónica se reducen. Tener estudios superiores, comparado con estudios primarios, reduce la probabilidad de tener mala salud autopercibida y de sufrir alguna enfermedad crónica en 46,7% y 32%, respectivamente. Y por cada punto porcentual de incremento de la renta personal, las probabilidades de sufrir mala salud percibida o alguna enfermedad crónica disminuyen en 28,5% y 23,5%, respectivamente. El desempleo no alcanza significación estadística en ningún caso.

Según estos resultados la HRA se confirma para España en el año 2007 para las dos variables dependientes utilizadas, dada la influencia positiva de la renta personal, en la salud de la población. Asimismo, los resultados obtenidos referidos al nivel de estudios también confirman el cumplimiento de la hipótesis.

Las variables contextuales son incluidas, de una en una, a partir del modelo 4. La tabla 7 recoge los resultados.

De todas las variables de contexto ninguna adquiere significación estadística para el caso de la salud autopercibida. Sin embargo, cuando la variable dependiente es la enfermedad crónica, los ingresos monetarios per cápita y el bienestar per cápita, son significativos.

La introducción de valores retardados de las variables ecológicas de desigualdad ofrece un resultado interesante, tanto los ingresos monetarios per cápita como el bienestar per cápita afectan en mayor grado a la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica cuando se considera el valor de estas variables en el año 1990 (17 años de retardo). El aumento en un punto porcentual del logaritmo de los ingresos monetarios per cápita y del bienestar per cápita, en el año 1990, disminuyen en un 83,7% y un 88,9% respectivamente, la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica. La importancia de estas variables en el año 2003 re reduce algo (80,9% y 86,6%), mientras que su influencia es menor para los valores del año 1980, con 27 años de retardos (68,7% y 75,2%).

Para evaluar si la relación entre las variables individuales y la salud es más fuerte en las regiones más desiguales, se realiza un análisis de los efectos cruzados entre las dos

variables ecológicas significativas (la renta per cápita, por un lado, y el bienestar per cápita, por otro), en el caso de la enfermedad crónica, y las características individuales significativas. Para ello se ha estimado un término de interacción entre la renta per cápita/el bienestar per cápita y la edad, la renta, el estado civil, la nacionalidad y el nivel de estudios.

Son significativas las interacciones entre la renta per cápita y los estados civiles soltero y viudo, y el nivel de estudios "formación e inserción laboral". El efecto del renta per cápita para los individuos solteros y viudos es significativamente inferior que para los casados e interactúan disminuyendo la probabilidad de sufrir alguna enfermedad crónica, excepto en el caso de los viudos en 2003 en el que el efecto es superior (OR=0,458, 1980; OR=0,614, 1990 y OR=0,742, 2003, para los solteros y OR=0,631, 1980; OR=0,852, 1990 y OR=1,049, 2003, para los viudos). El término de interacción disminuye con el tiempo. La influencia de la renta per cápita sobre la probabilidad de presentar enfermedad crónica pasa de ser un 55,2% menor para los solteros en 1980, a sólo un 25,8% en 2003. En el caso de la influencia de esta variable con el estado civil viudo pasa de ser un 36,9% menor en 1980 a ser ligeramente superior para 2003 (4,9%).

La interacción entre la renta per cápita y el nivel de estudios "formación e inserción laboral" es mayor que uno, aumentando la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica (OR=2,284, 1980; OR=3,065, 1990 y OR=3,737, 2003). Como se observa, la interacción entre ambas variables es creciente en el tiempo, pasando de 128% en 1980 a 273% en 2003.

La interacción entre el bienestar per cápita y en nivel de estudios sólo es estadísticamente significativa en el caso del nivel de estudios "formación e inserción laboral" en el año 2003 (OR=3,25), indicando que la probabilidad de sufrir alguna enfermedad crónica en el caso del nivel de estudios "formación e inserción laboral" es 225% superior que para un individuo con estudios primarios.

Las principales conclusiones del estudio son el cumplimiento de la HRA, dada la relación positiva encontrada entre el logaritmo de la renta neta personal y las dos variables dependientes de salud utilizadas, y la verificación parcial de la HRR dependiendo de la variable de salud utilizada. Sólo para la enfermedad crónica, los ingresos monetarios per cápita y el bienestar per cápita regionales son significativos estadísticamente. La mayor importancia en este caso de los valores retardados (17 años)

de estas variables apunta al potencial impacto que a largo plazo pueden tener las desigualdades económicas pasadas en la salud individual en el presente.

Discusión y conclusiones

Este estudio realizado para contrastar tanto la HRA como la HRR y permite avanzar sobre la escasa evidencia disponible en España al respecto. Asimismo ofrece un diagnostico sobre las influencias sociodemográficas y socioeconómicas en la salud percibida y la enfermedad crónica. La utilización de métodos estadísticos multinivel permite soslayar algunos de los problemas típicos de métodos de estimación más convencionales.

La utilización de dos medidas alternativas de salud, salud autopercibida y la existencia o no de enfermedad crónica, ha permitido analizar la sensibilidad de los resultados ante cambios de variables *proxy* de la salud. Los resultados contrapuestos obtenidos, positivos en el caso de la enfermedad crónica y negativos para la salud percibida sugieren la contingencia de los resultados en el contraste de la HRR ante cambios en la variable dependiente. La mayoría de los estudios, no obstante, optan por utilizar solamente una medida de salud, normalmente la salud autopercibida (Zheng, 2009; Oshio y Kobayashi, 2009; Hua Jen et al., 2009 a y b).

Respecto a las variables sociodemográficas los resultados obtenidos indican que la longevidad ejerce un efecto negativo sobre la óptima percepción del bienestar general coincidiendo con los hallazgos de autores como Olsen y Dahl (2007), Subramanian et al. (2004), Detels et al. (2004), Wen et al. (2003) o Zunzunegui (1995). Lindström (2004) sin embargo no encuentra asociación estadísticamente significativa entre grupos de edad y mala salud autopercibida.

Ser mujer es un factor de riesgo para la salud autopercibida, aunque el género no es una variable significativa estadísticamente cuando la variable dependiente es la enfermedad crónica. La literatura no presenta evidencias claras al respecto. Mientras algunos autores coinciden en que las mujeres tienen peor salud (Bratberg et al., 2002 o Matekaasa et al.1998), para Lindström et al. (2004), Subramanian et al.(2004) o Wen et al.(2003) esta variable no resulta significativa.

Respecto del estado civil, ser soltero, divorciado o separado son factores de riesgo para la salud. La relación nuevamente no resulta clara en la literatura. Subramanian et al.

(2004) encuentran mejor salud para los casados frente a divorciados, viudos separados y solteros. Por otro lado, mientras Hu y Goldman (1990) demuestran que los casados tienen menor mortalidad y morbilidad, Wen et al. (2003) no encuentran diferencias estadísticamente significativas por vivir en pareja.

En segundo lugar se ha estudiado la influencia sobre la salud de variables socioeconómicas, encontrando que el nivel de estudio influye positivamente en la salud, reduciendo la probabilidad de declarar mala salud y de sufrir alguna enfermedad crónica. Este resultado coincide con el que obtienen Ross et al. (1996), Regidor et al. (2006), Subramanian et al. (2004), Subramanian et al. (2001), Wen et al. (2003) y Lindström et al. (2004).

La HRA se ha confirmado tanto para la salud percibida como para la enfermedad crónica. Esta hipótesis que vincula la salud con la renta es probablemente una de las conclusiones más robustas sobre la relación entre riqueza y salud a nivel individual. Autores como Hua Jen et al. (2009 a y b), Hernández Quevedo et al. (2008), Olsen y Dahl (2007), Craig (2005), Hou (2005), Veenstra (2005) y Mellor & Milyo (2002) llegan a resultados similares, encontrando que a mayor nivel socioeconómico, mejor salud. Mackenbach et al. (2005), sin embargo, encuentran que la renta personal influye positivamente en la salud de la población para los niveles medio-altos de renta, mientras que no se encuentra una tendencia clara para el caso de los niveles más bajos de renta. Stoyanova y Díaz Serrano (2008), en el caso de la salud autopercibida, en España, coinciden con los resultados de este estudio, al igual que Blanco (2006) y Cantarero y Pascual (2005).

La HRR se ha contrastado con una amplia gama de indicadores de desigualdad socioeconómica tanto positivos como normativos para dos aproximaciones alternativas de salud, la salud autopercibida y la enfermedad crónica.

Entre los autores que han utilizado la renta media de la región o el PIB per cápita, a nivel internacional, se encuentran Olsen y Dahl (2007), que seleccionan el PIB per cápita a nivel nacional como el determinante más importante de la salud autopercibida individual para los países de la OCDE, a diferencia de Hua Jen et al. (2009a), que determina que el PIB no influye de modo significativo en la salud autopercibida. McLeold (2003), para el caso de Canadá, determina la renta media como una variable que mejora la salud. Subramanian et al. (2001) y Kennedy et al. (1998) encuentran que a

menor renta a nivel estatal mayor probabilidad de tener una mala salud. Este resultado también concuerda con el obtenido Wen et al. (2003) para en Estados Unidos. En España solamente dos trabajos han contrastado la HRR a nivel regional utilizando para ello la renta per cápita, sin que encuentren evidencia de que se cumpla en ninguno de los dos casos.

Ninguno de los índices de desigualdad regionales alcanza significatividad estadística en este estudio. Otros autores que han utilizado el índice de Gini para contrastar la HRR son Hua Jen et al.(2009 a y b), a nivel internacional, Gravelle y Sutton (2006) para Gran Bretaña, Craig (2005) para Escocia, Hou (2005) para Canadá y Mellor y Milyo (2001, 2002 y 2003) para EEUU. Ninguno encuentra evidencia de que se cumpla esta hipótesis. Estos resultados difieren de los de Mackenbach et al. (2008), Wilkinson y Pickett (2008), Babones (2008), Ram (2006), Subramanian et al. (2001, 2006), que por el contrario afirman que la desigualdad de renta influye de manera negativa en la salud. En España, Stoyanova y Díaz Serrano (2008) y Blanco (2006) usan el índice de Gini con resultados similares al de este trabajo.

Hua Jen et al. (2009a y b), Hou (2005) y Blanco (2006) no encuentran evidencia del cumplimiento de la HRR, usando el índice de Theil. Son menos los trabajos que han usado el índice de Atkinson para contrastar la hipótesis de renta relativa, entre los que se encuentran Zheng (2009), que para el caso de EEUU encuentra que se cumple dicha hipótesis y Regidor et al.(2003), que para España sólo encuentra influencia de la desigualdad de renta en la salud para las mujeres.

Este estudio ha introducido el índice de bienestar, basado en el concepto de función de bienestar, una medida que combina la renta per cápita y la desigualdad de renta, indicando así el nivel de riqueza de cada CA, una vez descontado el nivel de desigualdad de la misma. Esta variable es significativa (cuando la variable estimada es la enfermedad crónica) y confirma, junto con la renta per cápita, el cumplimiento de la HRR a nivel regional en España. Es el primer trabajo que valora la influencia del bienestar per cápita, medido como la renta per cápita penalizada por el nivel de desigualdad de renta de la región, en la salud de la población.

Cuando se trata de evaluar la HRR existe cierta evidencia de que el ámbito geográfico considerado puede condicionar los resultados. El presente estudio contrasta las HRA y HRR a nivel regional en España. La literatura recoge un número importante de estudios

que contrastan estas hipótesis a nivel regional en EEUU, pero un número relativamente más reducido para países distintos de los EEUU. A modo de ejemplo, Wilkinson y Pickett (2008) y Olsen y Dahl (2007) contrastan la HRR a nivel regional en EEUU encontrando evidencia de que se cumple esta hipótesis, mientras que Mellor y Milyo (2002, 2003) y Strum y Gresenz (2002), llegan al resultado contrario. Para países distintos de los EEUU, De Vogli et al. (2005), para el caso de Italia y Daly t al. (2001), para Canadá, confirman la HRR, discrepando sus resultados con los de Gravelle y Sutton (2006), en el Reino Unido.

La incorporación de variables retardadas permite establecer la influencia de la desigualdad de renta en periodos anteriores sobre la salud. Tanto los ingresos monetarios per cápita, como el bienestar per cápita, influyen de manera más importante reduciendo la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica cuando se considera el valor de estas variables en el año 1990 (17 años de retardo). Subramanian y Kawachi (2004, 2006), Mellor y Milyo (2003) y Blakely et al. (2000), usando el índice de Gini, coinciden en afirmar que la desigualdad en renta influye de forma más pronunciada quince años más tarde. No hay otros estudios previos que valoren los lagged effects para España.

Para evaluar si la relación entre las variables individuales y la salud depende del nivel de desigualdad de la región, se ha realizado un análisis de los efectos cruzados entre las dos variables ecológicas y significativas y las variables individuales. El término de interacción entre la renta per cápita o el bienestar per cápita con el nivel de renta individual no resulta significativo, resultado que coincide con Mansyur et al. (2008), Craig (2005) o Mellor y Milyo (2002),

Los resultados de este trabajo muestran que a los solteros y a los viudos les afecta menos la renta per cápita que a los casados. Subramanian y Kawachi (2006) identifican un término de interacción significativo para los separados o divorciados, a los que les afecta menos la desigualdad de renta que a los casados.

Para Subramanian y Kawachi (2006) la educación no interactúa con la desigualdad de renta, como es el caso de este estudio para la relación entre renta per cápita o el bienestar per cápita y la categoría “formación e inserción laboral” en la influencia sobre enfermedades crónicas. Browning et al. (2002) concluyen sin embargo que las

desventajas socioeconómicas condicionan el efecto de la educación sobre el estado de salud autopercibida.

En conclusión, la HRR se confirma, dada la influencia positiva de la renta per cápita y del bienestar per cápita, a nivel regional, si bien sólo para la enfermedad crónica, lo que sugiere que los resultados pueden condicionarse a la variable de salud estimada y que los resultados deben interpretarse con prudencia.

El estudio presentado tiene varias limitaciones metodológicas. Como la mayoría de los estudios realizados, son de naturaleza transversal, por lo es imposible extraer conclusiones causales sobre que variables son causa y cuales efecto. Tampoco se puede obviar una posible existencia de sesgo de selección, ya que las personas enfermas graves no contestaron la encuesta. Además, el hecho de trabajar con datos autodeclarados, podría provocar que la deseabilidad social influya en algunas variables utilizadas en el estudio.

Sin embargo, el texto proporciona evidencia robusta de la HRA: una mejor renta individual se traduce en mejor salud, aunque de forma no proporcional, así como evidencia parcial de la HRR. Con independencia de la necesidad de más estudios empíricos para aumentar la evidencia disponible, los resultados avalan la necesidad de introducir en la agenda política la importancia que sobre la salud tiene la renta y la desigualdad de renta.

Bibliografía

Babones, S.J. (2008). Income inequality and population health: Correlation and casuality, *Social Science & Medicine,* 66 (2008) 1614-1626

Blanco, C. (2006). Desigualdad de la renta y nivel de salud de los individuos en España. *Documents de recerca del programa de doctorado en Economía Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.* 11/2006

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

Blakely, T. A., Lochner, K., & Kawachi, I. (2002). Metropolitan area income inequality and self-rated health- a multi-level study. *Social Science & Medicine 54 (2002) 65–77*

Blakely, T., Atkinson, J., & O´Dea, D. (2003). No association of income inequality with adult mortality within New Zealand: a multi-level study of 1.4 million 25–64 year olds.. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2003;57:279–284

Bratberg, E., Dahl, S.A., & Risa, A.E. (2002). The double burden. Do combinations of career and family obligations increase sickness absence among women? *European Sociological Review*, 18(2), 233–249.

Browning, C.R., Cagney, K.A. (2002). Collective efficacy and health: neighbourhood social capital and self-rated physical functioning in an urban setting. *Journal of Health and Social Behaviour;* 43:383-99.

Cantarero Prieto, D., & Pascual Saez, M. (2005): Descentralización y diferencias de salud en España. En *Finianciación regional de la sanidad: perspectivas de reforma*, Editado por Centro de Estudios Andaluces, Sevilla, 2006. Disponible en: http://books.google.es/books?hl=es&lr=&id=dnaMvDCyF78C&oi=fnd&pg=PA125&dq=Descentralizaci%C3%B3n+y+diferencias+de+Salud+en+Espa%C3%B1a&ots=5af263hur7&sig=qBQLQHsRviKPEWxl_T5_TpSKuxY#v=onepage&q=Descentralizaci%C3%B3n%20y%20diferencias%20de%20Salud%20en%20Espa%C3%B1a&f=false

Craig, N. (2005). Exploring the generalisability of the association between income inequality and selfassessed health. *Social science & Medicine* 60, p.2477-2488.

Daly, M., Wilson, M., & Vasdev, S. (2001). Income inequality and homicide rates in Canada and the United States. *Canadian Journal of Public Health,* 43 (2), 219-236.

De Vogli, R., Mistry, R., Gnesotto, R, et al. (2005): Income inequality and life expectancy: Evidence from Italy. *Journal of Epidemiology and Community Health,* 59, 158-162.

Detels, R., Mcewen, J., Beaglehole, R., & Tanaka, H. (2004). *Oxford Textbook of Public Health* (4th ed.). Oxford: Oxford University Press.

Diez-Roux, A., Link, B. G., & Northridge, M. E. (2000) a. “Multilevel analysis in public health research”. *Annu. Rev. Public Health.* 2000. 21:171-92

Drukker, M., Kaplan, C., Feron, F., & Van Os, J. (2003). Health-related quality of life, neighborhood socioeconomic deprivation and social capital. A contextual analysis. *Social Science & Medicine* 7 (2003): 825-41.

Gravelle, H., Wildman, J., & Sutton, M. (2002). Income, income inequality, and health: what can we learn from aggregate data. Social Science & Medicine, 54, 577e589.

Gravelle, H., & Sutton, M. (2006). Income, relative income, and self-reported health in britain 1979-2000. *Centre of Health Economics, University of York, The research paper 10.*

Goerlich, F.J., & Villar, A. (2009). *Desigualdad y Bienestar Social. De al teoría a la práctica.* Fundación BBVA, 2009

Goldstein, H. (2003). *Multilevel statistical models.* London/New York: Edward Arnold/Wiley.

Hernández Quevedo, C., Jones, A.M., & Rice, N. (2008). Persistence in health limitations: A European comparative analysis. *Journal of Health Economica,* 27(6), 1472-1488.

Hou, F., & Myles, J. (2005). Neighbourhood inequality, neighbourhood affluence and population health. *Social Science & Medicine 60 (2005)* 1557-1569.

Hu, Y., & Goldman, N. (1990). Mortality differentials by marital status: An international comparison. *Demography*, 27(2), 233–250.

Hua Jen, M., Jones, K., & Johnston, R. (2009) a: Global variations in health: evaluating wilkinson´s income inequality hypotesis using the world values survey. *Social science & Medicine* 68 (2009) p.643-653.

Hua Jen, M., Jones, K., & Johnston, R. (2009) b: Compositional and contextual approaches to the study of health behaviour and outcomes: Usingmulti-level modelling to evaluate Wilkinson's income inequality hypothesis. *Health & Place* 15 (2009) 198-203.

Jones, A., & Wildman, J. (2008): Health, income and relative deprivation: evidence from the BHPS. *Journal of Health Economics* 27 (2008) 308-24.

Kennedy, B. P., Kawachi, I., Glass, R., & Prothrow-Stith, D. (1998): Income distribution, socioeconomic status, and self rated health in the united states: multilevel analyisis. *British Medical Journal* : 917-21.

Lindström, M. (2004). Social capital, the miniaturisation of community and self-reported global and psychological health. *Social Science and Medicine* 59: 595–607.

López, R. (2004). Income inequality and self-rated health in US metropolitan areas. A multi-level analysis. *Social Science & Medicine* 59 (2004) 2409-19.

Mackenbach, J.P., Martikainen, P., Looman, C.W.N., Dalstra, J.A.A., Kunst, A.E., & Lahelma, E. (2005). The shape of the relationship between income and self-assessed health: an international study. *International Journal of Epidemiology 2005;* 34: 286-293.

Mackenbach, J., Meerding, W., & Kunst, A. (2007). *Economic implications on socioeconomic inequalities in health in the European Union*. European Union: Health and consumer protection directorate general.

Mackenbach, J.P. et al. (2008). Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *New England journal of Medicine*, 358 (23(:2468-2481.

Mansyur, C., Amick, B.C., Harris, R.B., & Franzini, L (2008). Social capital, income inequality, and self-rated health in 45 countries. *Social Science & Medicine* 66 43–56

Marmot, M. G., & Theorell, T. (1988). Social class and cardiovascular disease: The contribution of work. *International Journal of Health* Services 18 (1988): 659-674.

Matekaasa, A., & Olsen, K.M. (1998). Gender, absenteeism, and job characteristics. a fixed effect approach. *Work and occupations*, 25(2), p.195–228.

McLeod, C.B., Lavis, J.N., Mustard, C.A., & Stoddart, G.L. (2003). Income inequality, household income and health status in Canada: a prospective cohort study. *American Journal of Public Health*; 2003;93:1287-93

Mellor, J.M. & Milyo, J. (2001). Reexamining the evidence of an ecological association between income inequality and health. *Journal of Health Polities, Policy and Law;* Vol. 26, No. 3, 2001. Copyright 2001 by Dike University Press

Mellor, J.M., & Milyo, J. (2002). Income Inequality and health status in the United States. *Journal of Human Resources* XXXVII, 3, 511-38

Mellor, J.M., & Milyo, J. (2003). Is exposure to income inquality a public health concern? Lagged effects of income inequality on individual and population health. *Health Services Research* 38; 1, Part 1 (February 2003)

Olsen, K.M., & Dahl, S.A. (2007). Health differences between european countries. *Social science & Medicine.* 64: p.1665-78.

Oshio, T., & Kobayashi, M. (2009). Income inequality, area-level poverty, percieved aversion to inequality, and self-rated health in Japan. *Social Science & Medicine 69* (2009), 317-326.

Ram, R. (2006). Further examination of the cross-country association between income inequality and population health. *Social Science & Medicine* 62 (3), p.779-791.

Regidor, E., Calle, M.E., Navarro, P., & Domínquez, V. (2003). Trends in the association between average income, poverty and income inequality and life expectancy in Spain. *Social Science & Medicine 56 (2003)* 961-71.

Regidor, E., Martínez, D., Astasio, P., Ortega, P., Calle, M.E., & Domínguez, V. (2006). Evolución de las desigualdades socioeconómicas y las desigualdades en la percepción de la salud en España. *Gaceta Sanitaria* 20 (3): p.1-5.

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

Ross, C.E., & Wu, C. (1996). Education, age and the cumulative advantage in health. *Journal of Health & Social Behaviour.* 37: p.104 –20.

Stoyanova, A., & Díaz- Serrano, L. (2008): Salud y Capital Social. En: *Desigualdades sociales en salud. Factores determinantes y elementos para la acción. Edición Masson 2008.*

Sturm, R., & Gresenz, C.R. (2002). Relations of income inequality and family income to chronic medical conditions and mental health disorders: national survey in USA. *British Medical Journal* Jan 5, 2002, 324, pg 20.

Subramanian, S.V., Kawachi, I., & Kennedy, B.P. (2001). Does the state you live in make a difference? Multilevel analysis of self-rated health in the US. *Social Science & Medicine;* 53: p.9-19.

Subramanian, S.V., Blakely, T., & Kawachi, I. (2003) a. Income Inequality as a Public Health Concern: Where Do We Stand? Commentary on ‘‘Is Exposure to Income Inequality a Public Health Concern? *Health Services Research* 38:1, Part I (Febrero2003)

Subramanian, S.V., & Kawachi, I. (2003) b. The association between state income inequality and worse health is not confounded by race. *International Journal of Epidemiology*, 32(6), 1022-1028.

Subramanian, S.V., Delgado, I., Jadue, L., & Kawachi, I. (2003) c: Income inequality and Elath: multilevel análisis of Chilean communities. *Journal of Epidemiology and Community Health;* 2003, 57, 844-848

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

Subramanian, S.V., & Kawachi, I. (2006). Whose health is affected by income inequality? A multilevel interaction análisis of comtemporaneous and lagged effects of th estate income inequality on self-rated Elath in the United States. *Health & Place* 12 (2006) 141-156

Veenstra, G. (2005). Location, location, location: Contextual and compositional health effects of social capital in British Columbia, Canada. *Social Science & Medicine*, 60,

2059–2071.

Wagstaff, A., Van Doorslaer, E. (2000). Income inequality and health: What does the literature tell us? *Annual Reviews of Public Health* 2000;21:543-67

Wald, A. (1943). Tests of Statistical Hypotheses Concerning several Parameters when the Number of Observations is Larger. *Transactions of the American Mathematical Society* 54 (1943): 426-82

Wen, M., Browning, C. R., & Cagney, K. A. (2003). Poverty, affluence, and income inequality: neighbourhood economic structure and its implications for health. *Social Science and Medicine* 57 (2003): 843 – 860.

WHO (2008). Commission on Social Determinants of Health. *Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health*. Geneva, World Health Organization, 2008 (http://www.who.int/social_determinants/en, accessed 28 June 2009).

WHO (2009). Health in the European Union. Trends and analysis. *European Observatory on Helath Systems and Policies. Observatory Studies Series Nº 19.*

Wildman, J. (2003). Modelling health, income and income inequality: the impact of income inequality on health and health inequality. *Journal of health economics* 22 (2003) 521-538.

Wilkinson, R.G. (1996). Unhealthy societies, the afflictions of inequality. *London: routledge.*

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

Wilkinson, R.G., & Pickett, K.E. (2008). Income inequality and socioeconomic gradients in mortality. *American Journal of Public Health*, 2008, 98, 4, 699-704.

Zheng, H (2009). Rising US income inequality, gender and individual self-rated health, 1972-2004. *Social Science & Medicine* 69 (2009) 1333-42.

Zunzunegui, V., & Béland, F. (1995). La salud de las personas mayores de Leganés. *Revista Gerontol*; 5: p.245 – 58.

Anexo de tablas

Tabla 1: Estudios multinivel que contrastan las hipótesis de Renta Absoluta y Relativa

Autores (año)	País	Variable dependiente	Nacional/ Regional/ Local	Medición de la desigualdad de renta	Retardos	Interacciones	Hipótesis de renta absoluta y relativa resultados
Kennedy et al.(1998)	Estados Unidos (EEUU)	Salud autopercibida	Regional (Estados)	Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HRR: Sí
Blakely et al.(2000)	EEUU	Salud autopercibida	Regional (Estados)	Índice de Gini	Sí, calculan el índice de Gini para los años 1979-80, 1983-85, 1987-89, 1991-93 y 1995-97 Resultado: La desigualdad hace 15 años influye de manera más acusada en la salud que la actual	No	HRA: Sí HRR: Sí
Diez-Roux et al.(2000)	EEUU	Hipertensión, fumar, vida sedentaria, índice de masa corporal	Regional (Estados)	Índice de Robin Hood, índice de Gini y el porcentaje de ingreso total de los ingresos de los hogares recibido por menos del 50% de los hogares	No	Sí, entre la renta del hogar y la desigualdad de renta, significativa	HRA: Sí HRR: Sí
Subramanian et al.(2001)	EEUU	Salud autopercibida	Regional (Estados)	Índice de Gini e ingresos medios per cápita	No	Sí, entre renta personal y desigualdad de renta, significativa, signo negativo	HRA: Sí HRR: Sí (Ingreso medio pe cápita significativ factor protector, í de Gini no signifi

Autores (año)	País	Variable dependiente	Nacional/ Regional/ Local	Medición de la desigualdad de renta	Retardos	Interacciones	Hipótesis de renta absoluta y relativa resultados
							para grupos de re baja pero sí para l renta alta, a mayo de Gini mejor salu
Blakely et al.(2002)	EEUU	Salud autopercibida	Local (Áreas metropolitanas y condados)	Índice de Gini	No	Sí, entre el índice de Gini y el hecho de que una persona viva en un área metropolitana o no.	HRA: Sí HRR: No
Subramanian et al.(2003a)	EEUU	Salud autopercibida	Regional (Estados)	Índice de Gini	Sí, calculan el índice de Gini para los años 1979-80, 1983-85, 1987-89, 1991-93 y 1995-97. La influencia de las desigualdades en renta es mayor después de 15 años.	No	HRR: Sí
Subramanian et al.(2003b)	EEUU	Salud autopercibida	Regional (Estados)	Índice de Gini	No	No	HRA: HRR: Sí
Subramanian et al.(2003c)	Chile	Salud autopercibida	Regional (Regiones) y Local (*Communities*)	Índice de Gini	No	Sí, entre ingresos del hogar y Gini, no significativa.	HRA: HRR: Sí
Blakely et al.(2003)	Nueva Zelanda	Mortalidad	Regional (Regiones)	Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HRR: No
López (2004)	EEUU	Salud autopercibida	Regional (Estados)	Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HRR: Sí

Autores (año)	País	Variable dependiente	Nacional/ Regional/ Local	Medición de la desigualdad de renta	Retardos	Interacciones	Hipótesis de renta absoluta y relativa resultados
Drukker et al.(2004)	Holanda	Salud mental relacionada con calidad de vida.	Local (Vecindarios)	Dos medidas: La primera, dicotómica, consiste en la proporción de vecindados con ingresos bajos y altos. Los vecindarios con las dos proporciones grandes se consideraron desiguales. La segunda es la desviación estándar del precio de las casas.	No	No	HRA: Sí HRR: No
Hou (2005)	Canadá	Salud autopercibida	Local (vecindario)	Desviación logarítmica media, Índice de Theil, Índice de Gini, proporción mediana y coeficiente de variación al cuadrado.	No	Sí, entre ingreso personal y desigualdad de renta, no significativa.	HRA: Sí HRR: No
Craig (2005)	Escocia	Salud autopercibida	Local (*local authorities*)	Índice de Gini	No	Sí, entre el índice de Gini y la renta del hogar, no significativa.	HRA: Sí HRR: Sí
Subramanian y Kawachi (2006)	EEUU	Salud autopercibida	Regional (estados)	Índice de Gini	Sí, 1970, 1980 y 1990. La influencia de la desigualdad contemporánea es mayor.	Sí, entre edad y Gini, sexo y Gini, estado civil y Gini, renta y Gini, educación y Gini, seguro médico y Gini y renta y Gini, siendo significativas las primeras tres y la renta y Gini,	HRA: Sí HRR: Sí
Olsen y Dahl (2007)	Unión Europea	Salud autopercibida	Nacional (21 países europeos)	PIB per cápita, Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HRR: PIB per cáp Gini, no
Wilkinson y Pickett (2008)	EEUU	Mortalidad (diez causas de muerte)	Local y regional (condados y estados)	Índice de Gini	No	Sí, entre ingreso medio de los hogares y desigualdad de renta para las diez causas de muerte. Cinco de ellas significativas y	HRR: Sí

Autores (año)	País	Variable dependiente	Nacional/ Regional/ Local	Medición de la desigualdad de renta	Retardos	Interacciones	Hipótesis de renta absoluta y relativa resultados
						cinco no significativas.	
Hua Jen et al.(2009a)	Nivel mundial	Salud autopercibida	Nacional (69 países)	PIB per cápita y desigualdad de renta medida como el coeficiente de la *Estimated-Household-Income Inequality* (EHII) calculado por el Proyecto de desigualdad de la Universidad de Texas.	No	Sí, entre la renta personal y la desigualdad de renta, no significativa.	HRA: Sí HRR: No
Hua Jen et al.(2009b)	Nivel mundial	Salud autopercibida	Nacional (12 países)	PIB per cápita y desigualdad de renta medida como el coeficiente de la "*Estimated-Household-Income Inequality* (EHII) calculado por el Proyecto de desigualdad de la Universidad de Texas.	No	No	HRA: Sí HRR: PIB per cáp EHII, no
Oshio y Kobayashi (2009)	Japón	Salud autopercibida	Local	Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HRR: Sí
Zheng (2009)	EEUU	Salud autopercibida	Regional (estados)	Índice de Gini, índice de Theil, Índice de Atkinson	No	No	HRA: Sí HRR: Sí

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2: Estudios a nivel nacional que contrastan las hipótesis de Renta Absoluta y Relativa

Autor	Variable dependiente	Multinivel	Nivel de agregación	Medida de desigualdad utilizada	Hipótesis (HRA o HRR)	Resultados
Regidor et al.(2003)	Probabilidad de supervivencia	No	Provincial	Renta per cápita	HRR	Se cumple la HRR para el caso de las mujeres
Cantarero y Pascual (2005)	Salud autopercibida	No	Regional	-	HRA	Se cumple la HRA
Regidor et al.(2006)	Salud autopercibida	Sí	Provincial	Renta per cápita	HRR	Se cumple la HRR
Blanco (2006)	Salud autopercibida	No	Regional	Renta per cápita, Índice de Gini y dos índices de Entropía Generalizada	HRA+HRR	Se cumple la HRA, no se cumple la HRR
Stoyanova y Díaz Serrano (2008)	Salud autopercibida, enfermedad crónica y limitación funcional	Sí	Regional	PIB per cápita e Índice de Gini	HRA+HRR	Los resultados dependen de la variable dependiente utilizada*

HRA: hipótesis de renta absoluta, HRR: hipótesis de renta relativa.

*Para la salud autopercibida, se cumple la HRA y no se cumple la HRR. Para la enfermedad crónica, no se cumple la HRA y tampoco la HRR. Para la limitación, se cumple la HRA en el caso de los hombres y se cumple la HRR en el caso de las mujeres.

Fuente: Elaboración propia

Tabla 3: Indicadores ecológicos de desigualdad de renta

Indicador	Definición	Fórmula
Ingresos monetarios netos per cápita (renta per cápita)	El ingreso monetario neto regular de los hogares, obtenida directamente de las oleadas de la Encuesta de Presupuestos Familiares y distribuida uniformemente entre los miembros del hogar*.	

Gini	Desde un punto de vista geométrico, el Índice de Gini es el cociente entre el área contenida entre la línea de igualdad y la curva de Lorenz.	G= $\sum_{i=1}^{n}(p_{i-1}L_i - p_i L_{i-1})$ donde p_i es el porcentaje de acumulación de la población y L_i es el porcentaje de acumulación de la renta.
Theil	Función general de distancia que mide la divergencia entre la participación de la renta y la participación de la población, y pondera dichas divergencias por las proporciones de renta.	$T = Q(\frac{1}{n} l_n) - Q(s) = \log n - Q(s)$ donde *n* es el número de individuos, l_n es un vector unitario de dimensión n y s el vector de participaciones de renta y Q es la entropía de un conjunto de sucesos.
Atkinson	Puede interpretarse como el coste social de la desigualdad.	$A_\varepsilon = 1 - \left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \varepsilon \neq 1$ $A_\varepsilon = 1 - \exp\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left(\frac{y_i}{\mu}\right)\right] \quad \varepsilon = 1$ Donde ε es la aversión a la desigualdad, n es el número de individuos, y_i es la renta individual, μ es el máximo bienestar que se obtendría para una distribución de renta igualitaria
Bienestar	El ingreso monetario neto ordinario per cápita, descontado por la medida de desigualdad, Índice de Theil.	$V^T(y) = Y(1 - T(y))$ donde *T(Y)* es el índice de Theil.
Pérdida porcentual del bienestar debido a la desigualdad	Esta medida cuantifica el porcentaje de aumento en el bienestar que se produciría si no hubiera desigualdad en el interior de cada una de las regiones geogrçaficas.	$z_V T(Y) = \frac{T(Y)}{1 - T(Y)}$ donde *T(Y)* es el índice de Theil.

*No se incorpora ninguna de las partidas imputadas por el INE, ni tampoco las prestaciones sociales y transferencias extraordinarias y se excluyen las retenciones a cuenta y los pagos fraccionados, así como las cotizaciones a la Seguridad Social y otros pagos asimilados.

Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich y Villar (2009)

Tabla 4. Análisis descriptivo de las variables utilizadas en el estudio de la influencia de las desigualdades sociales sobre la salud

Variable dependiente	Categoría de referencia (%)		Categoría de contraste (%)	
Salud autopercibida dicotómica	Buena o Muy Buena (65,8%)		Muy Mala, Mala o Regular (34,2%)	
Enfermedad crónica	No (73,7%)		Sí (26,3%)	
Variables independientes				
Nivel 1: Individuos (28.023)	Media	Rango	Asimetría*	Curtosis**

Edad	48 años	17-88	0,15	-1,05
Renta personal***	10.080 euros	-13823-149442	2	12
Categoría base (%)		Categoría de contraste (%)		
Sexo	Mujer (52,4)	Hombre (47,6)		
Estado civil	Casado (57,9)	Soltero (30,1) Separado (2,0) Divorciado (1,8) Viudo (8,1)		
Nivel de estudios	Educación primaria (31,7)	Educación secundaria 1ª etapa (24,5) Educación secundaria 2ª etapa (20,7) Formación e inserción laboral (0,7) Educación superior (22,4)		
Nacionalidad	España (95,5)	Resto de la Unión Europea (0,7) Resto de Europa (0,8) Resto del mundo (3,1)		
Desempleado	No (95,4)	Sí (4,6)		
NIVEL 2: Comunidad Autónoma (17)	Media	Rango	Asimetría*	Curtosis**
Índice de Gini11980	0,322	0,269-0,358	-0,892	0,653
Índice de Gini 1990	0,303	0,25-0337	-0,791	0,217
Índice de Gini 2003	0,272	0,234-0,304	-0,35	0,868
Índice de Theil 1980	0,185	0,12-0,229	-0,767	-0,029
Índice de Theil 1990	0,164	0,107-0,23	0,149	0,55
Índice de Theil 2003	0,128	0,093-0,166	0,056	0,89
Atkinson 1980 ε = 0.5	0,087	0,058-0,108	-0,843	0,609
Atkinson 1980 ε = 1	0,165	0,111-0,21	-0,766	0,985
Atkinson 1980 ε = 2	0,326	0,207-0,432	-0,461	0,676
Atkinson 1990 ε = 0.5	0,077	0,051-0,094	-0,574	-0,134
Atkinson 1990 ε = 1	0,149	0,1-0,18	-0,601	-0,041
Atkinson 1990 ε = 2	0,311	0,196-0,433	0,337	-0,238
Atkinson 2003 ε = 0.5	0,061	0,044-0,076	-0,233	0,635
Atkinson 2003 ε = 1	0,115	0,085-0,143	-0,247	0,487
Atkinson 2003 ε = 2	0,214	0,158-0,274	0,127	0,360
Ingresos monetarios netos per cápita (pc) ordinarios 1980	3.750	2.436-4.858	-0,167	-1,133
Ingresos monetarios netos pc ordinarios 1990	4.811	3.564-5.795	-0,229	-1,133
Ingresos monetarios netos pc ordinarios 2003	5.681	4.407-6.816	-0,074	-1,217
Bienestar per cápita 1980	3.059	1.949-3.976	-0,272	-1,246
Bienestar per cápita 1990	4.026	2.940-4.931	-0,254	-1,118
Bienestar per cápita 2003	4.959	3.812-6.129	0,006	1,157
Pérdida de porcentual bienestar debida a la desigualdad 1980	0,229	0,136-0,297	-0,623	-0,240
Pérdida porcentual de bienestar debida a la desigualdad 1990	0,197	0,119-0,299	0,385	0,862
Pérdida porcentual de bienestar debida a la desigualdad 2003	0,147	0,103-0,199	0,245	1,032

* La asimetría positiva indica una distribución unilateral que se extiende hacia valores más positivos. La asimetría negativa indica una distribución unilateral que se extiende hacia valores más negativos.

**La curtosis caracteriza la elevación o el achatamiento relativos de una distribución, comparada con la distribución normal. Una curtosis positiva indica una distribución relativamente elevada, mientras que una curtosis negativa indica una distribución relativamente plana.

***La renta personal se compone de todos los apartados de la ECV referentes a rentas, prestaciones, ayudas, beneficios, pérdidas y salarios.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV del año 2007 y de Goerlich y Villar (2009)

Tabla 5. Estrategia de modelización para el análisis multinivel de la hipótesis de renta absoluta y relativa a nivel regional en la salud de los españoles en 2007

Variables independientes	Modelo 1 vacío	Modelo 2	Modelo 3	Modelos 4-6	Modelos 7-9	Modelos 10-18	Modelos 19-21	Modelos 22-24	Modelos 25-27
Edad		*	*	*	*	*	*	*	*
Sexo		*	*	*	*	*	*	*	*
Estado civil		*	*	*	*	*	*	*	*
Nacionalidad		*	*						
Nivel de estudios			*	*	*	*	*	*	*
Desempleo			*	*	*	*	*	*	*
Log renta			*	*	*	*	*	*	*
Índice de Gini 1980, 1990 y 2003				*					
Índice de Theil 1980, 1990 y 2003					*				
Índice de Atkinson (con ε 0.5, 1 y 2) 1980, 1990 y 2003						*			
Pérdida porcentual del bienestar							*		
Log Ingresos monetarios netos per cápita 1980, 1990 y 2003								*	
Log Bienestar per cápita 1980, 1990 y									*

2003								

Fuente: Elaboración propia

Tabla 6: Odds ratio del análisis logístico multinivel de la influencia de características individuales en el estado de salud autopercibida y en la enfermedad crónica en el año 2007

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Estado Salud	Enfermedad	Estado Salud	Enfermedad	Estado Salud	Enfermedad
Constante	0,32	0,25	0,30	0,21	0,67	0,47
Edad			1,07	1,051	1,062	1,048
Sexo						
Mujer			1	1	1	1
Varón			0,79	0,945**	0,869	
Estado Civil						
Casado			1	1	1	1
Soltero			1,259	1,362	1,175	1,281
Separado			1.362	1.578	1.223	1.405
Divorciado			1.344	1.542	1.464	1.709
Viudo			1.085*	1.076*	1.007*	1.035*
Nacionalidad						
Española			1	1	1	1
Resto UE			0.414	0.653	0.508	0.737
Resto Europa			1.419*	0.509	1.103*	0.454
Resto Mundo			1.137*	0.703	1.149*	0.724
Nivel de estudios						
Primaria					1	1
Secundaria 1ª etapa					0.82	0.947*
Secundaria 2ª etapa					0.674	0.715
Inserción laboral					0.546	0.936*
Superiores					0.533	0.68
Desempleo						
No					1	1
Sí					1.132**	1.203**
Log renta neta personal					0.715	0.765

*No es estadísticamente significativa, pero se mantiene en el análisis por pertenecer a un grupo

**No es estadísticamente significativa, por lo que se quita del modelo

Fuente: Elaboración propia

Tabla 7. Odds ratios del análisis logístico multinivel de la influencia de variables contextuales en el estado de salud autopercibida y en la enfermedad crónica en el año 2007

Modelos 4-15	Salud autopercibida	Enfermedades crónicas	Modelos 16-27	Salud autopercibida	Enfermedad crónicas
Gini 1980	2.096**	3.473**	Atkinson (2) 1980	12.629**	6.104**
Gini 1990	2.270**	4.389**	Atkinson (2) 1990	0.509**	1.212**
Gini 2003	2.347**	4.306**	Aktinson (2) 2003	2.583**	8.183**
Theil 1980	3.016**	5.540**	Pérdida porcentual del bienestar debido a la desigualdad 1980	1.274**	0.962**
Theil 1990	2.392**	4.968**	Pérdida porcentual del bienestar debido a la desigualdad 1990	1.006**	0.984**
Theil 2003	3.673**	9.836**	Pérdida porcentual del bienestar debido a la desigualdad 2003	2.852**	5.223**
Atkinson (0.5) 1980	8.365**	9.098**	Log Ingresos monetarios netos per cápita 1980	0.563**	0.248
Atkinson (0.5) 1990	2.298**	6.379**	Log Ingresos monetarios netos per cápita 1990	0.448**	0.111
Atkinson (0.5) 2003	9.924**	62.054**	Log Ingresos monetarios netos per cápita 2003	0.229**	0.134
Atkinson (1) 1980	10.475**	7.307**	Log Bienestar per cápita 1980	0.589**	0.284
Atkinson (1) 1990	1.640**	4.039**	Log Bienestar per cápita 1990	0.458**	0.143
Atkinson (1) 2003	4.904**	15.044**	Log Bienestar per cápita 2003	0.253**	0.153

**No es estadísticamente significativa

Fuente: Elaboración propia