

Sevilla, 12 y 13 de noviembre de 2009

PONENCIA

Análisis multinivel de la influencia de la renta individual y regional en la salud de los españoles en 2007

Kristina Karlsdotter
Universidad de Granada



Centro de Estudios Andaluces
CONSEJERÍA DE LA PRESIDENCIA

ANÁLISIS MULTINIVEL DE LA INFLUENCIA DE LA RENTA INDIVIDUAL Y REGIONAL EN LA SALUD DE LOS ESPAÑOLES EN 2007¹

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar la influencia que sobre la salud ejercen variables individuales como la edad, el género, el estado civil, la nacionalidad, el nivel educativo o la situación de desempleo, así como el estatus social y económico (hipótesis de la renta absoluta), conjuntamente con variables ecológicas a nivel regional como el índice de desigualdad de Gini, el Producto Interior Bruto per cápita, el Bienestar per cápita, la pobreza y la privación (hipótesis de la renta relativa). Se utiliza un modelo *logit* multinivel transversal con dos especificaciones alternativas de la variable dependiente: la salud autopercebida 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 son factores protectores frente a la mala salud ser joven, ser hombre (sólo para el caso de la salud percibida), estar casado y tener estudios. Tener una renta personal alta actúa como un factor protector frente a la mala salud y la enfermedad crónica, al igual que tener estudios superiores. Ninguna de las variables regionales fue estadísticamente significativa para el estado de salud autopercebido. Sin embargo, tanto el PIB per cápita como el Bienestar per cápita regionales actúan como factores protectores de la enfermedad crónica, a diferencia del Índice de Gini que no alcanza significabilidad en ninguno de los casos.

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

Palabras clave: Salud autopercebida, enfermedad crónica, desigualdad de renta, modelos multinivel, España.

¹ Este trabajo forma parte del proyecto de investigación “Influencia del género, estatus, estilos de vida y desigualdad social territorial sobre el estado de salud percibida en Andalucía y otras Comunidades Autónomas (1987-2006), financiado íntegramente por la Fundación del Centro de Estudios Andaluces en la 5ª edición de la convocatoria de ayudas a proyectos de investigación.

INTRODUCCIÓN

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 existen datos disponibles, existe un gradiente social que conlleva peor salud para los grupos socioeconómicos y las áreas geográficas más desfavorecidas (Wilkinson, 1996; Looper (de) y Lafortune, 2009, OCDE Working Paper).

Sin embargo, resulta difícil dilucidar cuáles son los mecanismos causales que explican el gradiente social y cuál podría ser la agenda política para intervenir efectivamente. Un primer problema reside en la imposibilidad de una aproximación exenta de juicios de valor. Aunque puede medirse la desigualdad social en salud de muchas formas, es inevitable establecer un juicio normativo sobre lo que se considera una distribución deseable y legítima desde un punto de vista ético. Por ejemplo, no es lo mismo asumir la definición clásica de equidad en salud como igualdad de acceso para necesidad igual, que concebirla como una sistemática reducción de las diferencias innecesarias, evitables e injustas entre grupos poblacionales y áreas geográficas (Starfield, 2007).

En segundo lugar, nos enfrentamos a problemas metodológicos de envergadura. Aunque el género, la renta, el nivel educativo, el tipo de empleo o el estado civil muestran asociaciones estadísticas con indicadores de salud, es difícil establecer conclusiones empíricas robustas. Igualmente sucede con el área geográfica de residencia y las variables ecológicas asociadas como la desigualdad de renta, la renta per cápita o el bienestar. En numerosas ocasiones los resultados de los estudios son contradictorios entre sí, pero incluso cuando la asociación estadística es robusta resulta complejo establecer la causalidad de la misma (¿es la pobreza la causa de la peor salud, o es la enfermedad la que vuelve pobre a las personas?) y los mecanismos subyacentes de relación. Muchas variables socioeconómicas están correlacionadas entre sí, lo que complica estimar las relaciones independientes de cada una con la salud, además dichas interrelaciones entre variables son frecuentemente no lineales (Fuchs, 2004).

La influencia del área geográfica de residencia sobre la salud de la población, está suficientemente contrastada empíricamente, pero resulta complejo determinar qué parte puede ser explicada por variables de contexto, como la renta per cápita o el índice de Gini y qué partes son consecuencia del efecto composición de las características



individuales de las personas que residen en un territorio (Mohan, Banard, Jones y Twingg, 2004).

Finalmente, los resultados de los estudios son fuertemente contingentes a las características institucionales y sociales de cada país, la información disponible y las variables independientes seleccionadas, así como a la forma de especificación de los modelos y la variable dependiente de salud utilizada.

El objetivo de este trabajo es analizar la influencia que sobre la salud ejercen algunas variables individuales, conjuntamente con variables regionales de desigualdad social. El modelo estadístico utilizado ha sido la regresión logística multinivel.

Este trabajo es una modesta aunque novedosa aportación en este terreno, que viene a ampliar la escasa evidencia empírica existente en España. A nivel internacional existen numerosos trabajos que tratan de medir la influencia tanto de variables individuales como regionales en la salud de la población, mientras que en España las aportaciones son escasas. Este trabajo trata de contrastar tanto la hipótesis de renta absoluta como relativa, analizando simultáneamente la influencia de las características individuales como regionales en la salud de los españoles y a cubrir las lagunas existentes en este terreno, sobre todo en España.

El texto se organiza de la siguiente forma. El próximo epígrafe aborda la literatura sobre desigualdades sociales en salud, y las hipótesis de renta absoluta y relativa. Los epígrafes segundo y tercero desarrollan la metodología del estudio y los resultados, respectivamente. Finalmente un epígrafe de discusión y conclusiones cierra el trabajo.

1. DESIGUALDADES SOCIALES EN SALUD

El análisis de las interrelaciones entre desigualdades económicas y desigualdades en salud constituye una de las líneas de investigación más dinámicas en ciencias sociales (Borrell, 2000). Recientes revisiones identifican centenares de estudios empíricos que examinan las relaciones entre desigualdad económica y salud (Lynch, Smith y Hillemeier, 2001; Subramanian y Kawachi, 2004; Wilkinson y Pickett 2006).). En la práctica totalidad de los países donde hay datos disponibles, existen diferencias significativas en salud entre grupos socioeconómicos. A nivel internacional, aprovechando los desarrollos estadísticos que permiten trabajar con datos que presentan distintos niveles de agregación, se han realizado un importante número de estudios multinivel (Subramanian y Kawachi, 2004).

En España, el estudio de las desigualdades sociales en salud ha proporcionado una sólida evidencia empírica sobre su existencia (Benach, 1995; Urbanos, 2000; Rico, Ramos y Borrell, 2005). Sin embargo la mayoría de los trabajos son de naturaleza agregada, existiendo escasa literatura basada en modelos multinivel.

Mientras que la hipótesis de la renta absoluta argumenta que el nivel de salud de un individuo aumenta con su nivel de renta, aunque cada vez a un ritmo más lento, dada la concavidad existente entre renta y salud (García Gómez et. al, 2008), la hipótesis de la renta relativa considera que lo que determina el estado de salud de una persona depende de cuánto se desvía su renta de la renta media del país o de la región. La salud de un individuo empeorará, por lo tanto, cuando aumenta la renta de todos los demás individuos de su entorno excepto la suya (Blanco, 2006).

La hipótesis de la renta absoluta razona, por lo tanto, que lo que incide en la salud de una persona son sus propias características, entre otras el nivel de su renta. La hipótesis de la renta relativa argumenta que también juegan un importante papel las características contextuales de la región en la que reside una persona, ya sea su barrio, su provincia, su Comunidad Autónoma o su país. Para poder contrastar la hipótesis de la renta relativa a la vez que la hipótesis de la renta absoluta, es necesario poder incluir un nivel más en el análisis, usando la metodología multinivel.

La hipótesis de la renta relativa se puede definir de formas distintas. Una, normalmente llamada la hipótesis de la desigualdad de la renta, sugiere que un individuo en un país o una sociedad con mayores desigualdades en renta tendrá una peor salud, aunque su renta puede ser la misma que la de otro individuo que viva en un país más igualitario. Según esta teoría, sociedades con mayores desigualdades en renta probablemente inviertan menos en salud y, como consecuencia de ello, las personas menos favorecidas sufren una peor salud (Lynch et al, 2000). Otra definición de la hipótesis de la renta relativa es la llamada hipótesis de la privación relativa, la cual sugiere que lo que realmente importa es la diferencia entre la renta de un individuo y la de los demás individuos en su grupo de referencia. El énfasis está en los efectos psicológicos que supone para un individuo encontrarse en una situación económicamente inferior a otros de su entorno (Marmot y Wilkinson, 2001). El hecho de disfrutar de un nivel socioeconómico inferior al de otros individuos del entorno puede provocar estrés socioeconómico que, en su lugar, puede llegar a tener otros efectos negativos, como bajas defensas inmunológicas, consumo de alcohol y drogas o un comportamiento violento (McCord y Freeman, 1990). La teoría de la renta relativa afirma que lo que genera este estrés en los

individuos no es la baja renta en sí, sino la comparación de la renta individual con la de otros individuos de referencia. Las personas más desaventajadas económicamente sufren, por lo tanto, no sólo las consecuencias directas de tener una renta relativamente más baja que las personas de su entorno, sino que sufren también efectos psicológicos negativos como consecuencia del sentimiento de inferioridad económica y social (Blanco, 2006).

2. METODOLOGÍA

Para la realización del estudio se ha utilizado la Encuesta de Condiciones de Vida, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), que cubre el conjunto de personas que residen en viviendas familiares principales, del ámbito geográfico de todo el territorio nacional. El criterio de inclusión ha sido individuos adultos, mayores de 16 años, residentes en España y, por falta de congruencia de los datos, han quedado excluidas aquellas personas residentes en las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. La población de referencia definitiva es de 28.023 individuos agrupados en las 17 Comunidades Autónomas de España.

2.1 VARIABLES

Las variables dependientes son, por un lado, la salud autopercebida, que se ha tratado como variable dicotómica: buena o mala salud autopercebida y, por otro lado, la enfermedad crónica, también dicotómica. En cuanto a las variables independientes, se trabajó con los ítems correspondientes a las dimensiones sociodemográficas (edad, sexo, estado civil y nacionalidad) y a las dimensiones socioeconómicas (nivel educativo, renta personal y si la persona encuestada esté o no desempleada).

Las variables contextuales son el PIB per cápita, el Bienestar per cápita, el Índice de Gini, la pobreza moderada (porcentaje de hogares de cada Comunidad Autónoma que tiene unos ingresos por debajo del 60% de los ingresos medios en España), la pobreza alta (porcentaje de los hogares que cuentan con unos ingresos por debajo del 40% de los ingresos medios nacionales), la privación material 1 (porcentaje de hogares que no pueden permitirse una comida de carne o pollo, o equivalente, al menos cada dos días), la privación material 2 (porcentaje de los hogares que no pueden permitirse mantener una temperatura adecuada en invierno) la privación objetiva (porcentaje de hogares en los que se ha producido un retraso en el pago de la hipoteca o del alquiler en los últimos 12 meses), la privación subjetiva (porcentaje de hogares que tienen dificultad o gran

dificultad para llegar a fin de mes) y el salario bajo (porcentaje de hogares que viven con menos del 66% de la mediana de salarios en España) de cada Comunidad Autónoma. El índice de desigualdad de Gini se ha obtenido a través de la fundación Caixa Galicia, Consumo de los hogares y distribución de la renta en España (1973-2003) y el Producto Interior Bruto se ha obtenido a través del Instituto Nacional de Estadística. Existe un amplio consenso acerca de la insuficiencia de las variables de gasto y renta como indicadores de desarrollo económico y de la evolución del mismo en las sociedades y por ello se ha tratado de incorporar otros elementos en el análisis. Hemos optado por utilizar el Bienestar per cápita calculado por Villar (2005) que se obtiene deflactando la renta total por el índice de Gini. Los indicadores de pobreza y privación utilizados en el análisis representan el porcentaje de personas en cada Comunidad Autónoma que y se han obtenido del Informe de la inclusión social de la Caixa (2008) y han sido calculadas a partir de la Encuesta de Condiciones de Vida para el año 2006.

En la siguiente tabla se recoge el análisis descriptivo de las variables utilizadas en el estudio.

Tabla 1. Análisis descriptivo de las variables utilizadas en el estudio de la influencia de las desigualdades sociales sobre el estado de salud percibido.

VARIABLE DEPENDIENTE				
Salud autopercebida dicotómica ²	Referencia	Categorías de contraste (%)		
	Buena o Muy Buena (65,8%)	Muy Mala, Mala o Regular (34,2%)		
VARIABLES INDEPENDIENTES				
VARIABLES INDIVIDUALES (Individuos 28.023)				
	MEDIA	RANGO	ASIMETRÍA*	CURTOSIS*
EDAD	48	88-17	0,15	-1,05
RENTA TOTAL	10.080	-13.823-149.442 ³	2	12
	CATEGORÍA BASE (%)	CATEGORÍAS 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)		

² La variable dependiente “salud autopercebida”, que la Encuesta de Condiciones de Vida recoge en cinco categorías (muy buena, buena, regular, mala y muy mala), se ha colapsado a una variable dicotómica en la que “buena salud autopercebida” engloba las categorías buena y muy buena, mientras que “mala salud autopercebida” hace referencia a los estados regular, malo y muy malo.

³ Dado que la renta personal se compone de todos los apartados de la ECV referentes a rentas, prestaciones, ayudas, beneficios y pérdidas y salarios hay personas que presentan una renta personal negativa o nula.

NIVEL DE ESTUDIOS	Educación primaria(31,7)	Educación secundaria 1ª etapa (24,5) Educación secundaria 2ª etapa (20,7) Formación e inserción laboral que precisa título de segunda etapa de secundaria (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)	
VARIABLES ECOLÓGICAS (por comunidad autónoma)			
	MEDIA	RANGO	ASIMETRÍA* CURTOSIS*
Índice de Gini	0.29	0.2475-0.3169	-0.68 -0.44
PIB pc 2003	17762.81	12222.3458-24563.9591	0.31 -1.21
PIB pc 2006	21284.23	15114.4584-29049.8228	0.40 -1.11
Bienestar pc 1990	4776.40	3433-6391	-1.15 0.41
Bienestar pc 2003	5054.64	3847-6632	-1.05 0.20
Pobreza moderada	19%	14-21%	-0.32 0.56
Pobreza alta	7%	4-9%	-0.54 -0.12
Privación material 1	3%	0-11%	1.55 1.52
Privación material 2	8%	1-32%	1.80 3.28
Privación objetiva	6%	3-11%	0.22 -0.36
Privación subjetiva	28%	15-43%	0.10 -0.92
Salario bajo	23%	16-36%	0.80 -0.21

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2007 del Instituto Nacional de Estadística

* 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. El concepto de asimetría se refiere a si la curva que forman los valores de la serie presenta la misma forma a izquierda y derecha de un valor central.

**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. Analiza el grado de concentración que presentan los valores alrededor de la zona central de la distribución.

2.2 MODELOS MULTINIVEL

Cuando sólo se trabaja con datos individuales se ignoran variables del contexto que ejercen una gran influencia en el estudio, mientras que si se trabaja a niveles agregados se pierde información de la variabilidad individual. En este sentido, es preciso disponer de información tanto del individuo como del contexto o grupo al que pertenece, ya que al combinar datos individuales y datos agregados se evitan los problemas de la falacia atomista y ecológica.

En este trabajo, utilizamos un modelo multinivel de regresión logística para analizar la influencia de variables individuales y ecológicas en el estado de salud percibida. El modelo multinivel de regresión logística jerárquico establece que la variable dependiente (estado de salud percibida), Y_{ij} , sigue una distribución Binomial de la forma $Y_{ij} \sim \text{Binomial}(1, \pi_{ij})$ con varianza condicional $\text{var}(y_{ij}|\pi_{ij}) = \pi_{ij}(1-\pi_{ij})$, donde π_{ij} es la probabilidad de presentar la característica de interés para el sujeto i de la Comunidad Autónoma j . Analíticamente:

$$\text{logit}(y_{ij}) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kij} + \sum_{h=1}^H \beta_h Z_{hj} + \mu_{0j} + e_{ij}^4$$

donde y_{ij} es la variable dependiente, X_{ij} son las variables explicativas del nivel 1 y Z_j son las variables explicativas del nivel 2. El término de error divide la parte no explicada de la variable en dos partes, una propia del nivel 1 y otra del nivel 2. Se asume que ambos componentes de la varianza tienen media cero y varianza constante.

Snijders y Bosker (1999) proporcionan un método adecuado para calcular la proporción de la variabilidad total que es atribuible a diferencias entre los componentes del nivel 2. Este coeficiente varía entre 0 y 1, de manera que cuanto más cercano se encuentre a 1 más diferentes son entre sí los componentes del nivel 2⁵.

Para probar la significación estadística de $\sigma^2_{\mu_0}$ en este modelo (y en el resto de modelos de respuesta discreta) se utiliza el test de Wald (Wald, 1943).

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

Para analizar el efecto de las variables contextuales se introducen factores aleatorios.

$$\text{logit}(y_{ij}) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kij} + \sum_{h=1}^H \beta_h Z_{hj} + \mu_{0j} + \mu_{kj} Z_{kj} + e_{ij}$$

El proceso de estimación secuencial consta de ocho modelos. El modelo 1 incluye únicamente un término constante fijo y aleatorio. Los otros modelos comprenden el resto de las variables individuales agrupadas por tipo (sociodemográficas y socioeconómicas) y las de contexto (Índice de Gini, PIB per cápita, Bienestar per cápita, pobreza, privación y salario bajo). Para la estimación de los modelos se ha utilizado la versión 2.14 del programa estadístico MLwiN.

⁴ Entre las distintas posibilidades para la función vínculo (logit, probit, log-log), que aseguran que las probabilidades que predice el modelo se encuentran entre 0 y 1, se utiliza con más frecuencia la transformación logit, por poderse interpretar la exponencial de los coeficientes estimados como odds ratios.

⁵ Este método se detalla en Rasbash et al (2008) y se puede aplicar mediante la macro vpc.txt incluida en MLWIN 2.12

3. RESULTADOS

A continuación se presentan los resultados para las dos variables de salud consideradas, estado de salud autopercebido y enfermedad crónica:

Respecto del estado de salud percibido, obtenido en la Encuesta de Condiciones de Vida como respuesta a la pregunta '¿Cómo definiría usted su estado general de salud?', la tabla 3 recoge los Odd Ratios de las variables individuales y de contexto de la regresión logística multinivel.

Tabla 3: *Odd ratios* en el análisis logístico multinivel de la influencia de características individuales y contextuales en la salud autopercebida en el año 2007.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,32	0,30	0,67	0,67	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97
Edad centrada en 48 años		1,070	1,062	1,062	1,062	1,062	1,062	1,062	1,062
Sexo									
Mujer		1	1	1	1	1	1	1	1
Hombre		0,790	0,869	0,869	0,868	0,868	0,868	0,868	0,868
Estado civil									
Casado		1	1	1	1	1	1	1	1
Soltero		1,259	1,175	1,176	1,179	1,177	1,176	1,176	1,176
Separado		1,362	1,223*	1,223*	1,230	1,224*	1,224*	1,224*	1,223*
Divorciado		1,344	1,464	1,464	1,471	1,465	1,464	1,465	1,464
Viudo		1,085*	1,007*	1,007*	1,007*	1,007*	1,007*	1,007*	1,007*
Nacionalidad									
España		1	1	1	1	1	1	1	1
Resto UE		0,414	0,508	0,508	0,507	0,507	0,507	0,507	0,507
Resto Europa		1,419*	1,103*	1,095*	1,103*	1,105*	1,104*	1,103*	1,104*
Resto Mundo		1,137*	1,129*	1,130*	1,135*	1,131*	1,131*	1,131*	1,130*
Nivel de estudios									
Primaria			1	1	1	1	1	1	1
Secundaria 1ª etapa			0,820	0,820	0,820	0,820	0,820	0,820	0,820
Secundaria 2ª etapa			0,674	0,674	0,674	0,674	0,674	0,674	0,674
Inserción laboral			0,546	0,546	0,546	0,546	0,546	0,546	0,546
Superior			0,533	0,533	0,533	0,534	0,534	0,534	0,534
Desempleo									
No desempleado			1						
Sí desempleado			1,132**						
Renta									
Log renta personal			0,715	0,715	0,712	0,716	0,716	0,716	0,716
Índice de Gini 2003				6,080**					
Log Índice de Gini 2003				3,155**					
Log PIB pc 1996					0,327**				

Log PIB pc 2003						0,423**			
Log PIB pc 2006							0,481**		
Log Bienestar pc 1990								0,449**	
Log Bienestar pc 2003									0,452**

Fuente: Elaboración propia.

*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

En el modelo 1, la probabilidad de sentirse mal o muy mal para uno de los individuos encuestados es del 32%, suponiendo que no varía con las características del mismo. La variabilidad a nivel autonómico es significativa, aunque sólo representa el 1.3439%, por lo que existen diferencias regionales en el estado de salud autopercebida. Los modelos 2 a 4 incorporan secuencialmente las características individuales (edad, sexo, estado civil y nacionalidad) y socioeconómicas (nivel de estudios, desempleo y renta personal). El individuo de referencia en el modelo tres es una mujer de 48 años, casada, española, con estudios primarios y que no está desempleada.

La edad está relacionada de forma positiva con la percepción de salud mala o muy mala. Cada año cumplido a partir de los 48 supone un aumento de 6.2% en la probabilidad de sentirse mal o muy mal.

Las mujeres tienen un 13.1% más de probabilidad de sentirse mal o muy mal que los varones.

Con respecto al estado civil, los divorciados tienen la mayor probabilidad de sentirse mal o muy mal, un 46.4% más que los casados.⁶

En cuanto a la nacionalidad, ni ser del resto de Europa ni del resto del mundo son estadísticamente significativas, mientras que ser del resto de la Unión Europea sí lo es y ejerce como un factor protector (una persona de la Unión Europea presenta un 49.2% de menor probabilidad de encontrarse mal o muy mal, que un español). Aún así, es importante tener en cuenta que en la Encuesta de Condiciones de Vida la población procedente del resto de la Unión Europea sólo representa sólo el 0.7% de la muestra total.

Respecto a las variables socioeconómicas, el nivel de estudios de una persona resulta ser un factor protector de la salud autopercebida. Se observa que a medida que aumenta el nivel de estudios, disminuye la probabilidad de encontrarse mal o muy mal. Una persona con estudios secundarios de primer nivel, frente a una persona con estudios primarios, tiene un 18% de menor probabilidad de tener una mala salud. Si analizamos

⁶ Aunque estar separado es estadísticamente significativo cuando sólo se tienen en cuenta variables sociodemográficas (representa un aumento de 36.2% en la probabilidad de sentirse mal o muy mal respecto a los casados), al incluir las variables socioeconómicas, deja de ser significativa.

el caso de una persona con estudios superiores, vemos que esta probabilidad es 46.7% menor.

El hecho de que una persona esté desempleada, aunque su *Odd Ratio* indica que es un factor de riesgo que aumenta la probabilidad de encontrarse mal en un 13.2%, no es estadísticamente significativa.

El logaritmo de la renta es un factor protector de la salud, por cada punto porcentual de aumento, la probabilidad de encontrarse mal o muy mal disminuye en un 28.5%.

A continuación, en los modelos 4 a 8, se evalúa la influencia de las variables ecológicas en el nivel de salud de los encuestados.

En el modelo 4 se ha incorporado el índice de Gini y su logaritmo para el año 2003, sin que resulte estadísticamente significativo, aunque los resultados señalan que mayores niveles del índice de Gini aumentan la probabilidad de una mala salud autopercebida.

El logaritmo del PIB per cápita para los años 2003 y 2006 se ha incorporado en los modelos 5 y 6 como elemento fijo en el segundo nivel jerárquico. Tampoco alcanza significación estadística, pero la tendencia muestra que cuando el logaritmo del PIB per cápita aumenta en una unidad porcentual, la probabilidad de tener una negativa clasificación de la salud disminuye en un 57.7% y un 51.9%, respectivamente, para los años 2003 y 2006.

En los modelos 7 y 8 se ha testado la significación estadística del logaritmo del Bienestar per cápita para los años 1990 y 2003. Esta variable tampoco resulta ser significativa, aunque la tendencia es que sea un factor protector. Cuando el logaritmo del Bienestar per cápita aumenta en una unidad porcentual, la probabilidad de encontrarse mal o muy mal disminuye un 51.5% y un 54.8%, respectivamente, para los años considerados.

Respecto de las variables de pobreza y de privación, ninguna de ellas es estadísticamente significativa para el estado de salud autopercebido. A continuación se presenta una tabla con sus *Odd Ratios*.

Tabla 4: *Odd ratios* en el análisis logístico multinivel de la influencia de algunas variables de pobreza y privación en el estado de salud autopercebido en el año 2007.

Variable ecológica	Odd Ratio
Pobreza moderada	1.038**
Pobreza alta	1.034**
Privación material 1	1.001**
Privación material 2	1.012**

Privación objetiva	0.987**
Privación subjetiva	1.003**
Salario bajo	1.003**
Log pobreza moderada	4.787**
Log pobreza alta	1.397**
Log privación material 1	1.018**
Log privación material 2	1.298**
Log privación objetiva	0.955**
Log privación subjetiva	1.134**
Log salario bajo	1.446**

La segunda variable dependiente considerada ha sido la enfermedad crónica, obtenida de la repuesta a la pregunta ‘¿Tiene alguna enfermedad crónica o alguna incapacidad o deficiencia crónicas?’, recogida en la Encuesta de Condiciones de Vida como variable dependiente. El porcentaje de los encuestados que respondieron sí a esta pregunta representaron el 26.3% de las personas de la muestra.

La estrategia de modelización es la misma que en el caso del estado de salud autopercibido.

La tabla 4 recoge las Odd Ratios de las variables individuales y de contexto de la regresión logística multinivel.

Tabla 5: *Odd ratios* en el análisis logístico multinivel de la influencia de características individuales y contextuales en la enfermedad crónica en el año 2007.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,25	0.21	0.47	0.48	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99.
Edad centrada en 48 años		1,051	1,048	1,048	1.062	1,048	1,048	1,048	1,048
Sexo									
Mujer		1							
Hombre		0,945**							
Estado civil									
Casado		1	1	1	1	1	1	1	1
Soltero		1,362	1,281	1,285	1.288	1,289	1,288	1,288	1,288
Separado		1,578	1.405	1,419	1.423	1,422	1,420	1,422	1,420
Divorciado		1,542	1,709	1,718	1.725	1,723	1,723	1,723	1,721
Viudo		1,076*	1,035*	1,035*	1.035*	1,035*	1,036*	1,036*	1,036*
Nacionalidad									
España		1	1	1	1	1	1	1	1
Resto UE		0,653	0,757*	0.760*	0.763*	0,759*	0,757*	0,757*	0,758*
Resto Europa		0,509	0.454	0.456	0.456	0.459	0.457	0.455	0.457
Resto Mundo		0,703	0.724	0.729	0.733	0.732	0.731	0.731	0.730
Nivel de estudios									
Primaria			1	1	1	1	1	1	1
Secundaria 1ª etapa			0,947*	0,948*	0.947*	0,947*	0,946*	0,946*	0,947*

Secundaria 2ª etapa			0,715	0,714	0,715	0,715	0,715	0,715	0,715
Inserción laboral			0,936*	0,932*	0,934*	0,933*	0,933*	0,933*	0,934*
Superior			0,680	0,680	0,680	0,680	0,681	0,680	0,680
Desempleo									
No desempleado			1						
Si desempleado			1,203**						
Renta									
Log renta personal			0,765	0,758	0,760	0,760	0,759	0,760	0,759
Índice de Gini 2003				8.855**					
Log Índice de Gini 2003				4.297**					
Log PIB pc 1996					0,226				
Log PIB pc 2003						0,241			
Log PIB pc 2006							0,242		
Log Bienestar pc 1990								0,207	
Log Bienestar pc 2003									0,220

Fuente: Elaboración propia.

*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

En el modelo 1, la probabilidad de tener alguna enfermedad crónica o alguna incapacidad o deficiencia crónicas para cualquiera de los individuos encuestados es del 25.7%, suponiendo que no varía con las características del mismo. Los modelos 2 a 4 incorporan secuencialmente las características individuales (edad, sexo, estado civil y nacionalidad) y socioeconómicas (nivel de estudios, desempleo y renta personal). El individuo de referencia en el modelo tres es, al igual que en el caso de la salud autopercebida, una mujer, de 48 años, casada, española, con estudios primarios y que no está desempleada.

La edad está relacionada de forma positiva con la enfermedad. Cada año cumplido a partir de los 48 supone un aumento de 4.8% en la probabilidad de sufrir alguna enfermedad crónica.

La variable sexo no es estadísticamente significativa, por lo que no se puede afirmar que la probabilidad de padecer una enfermedad crónica dependa del sexo del individuo.

Con respecto al estado civil, los divorciados tienen la mayor probabilidad de padecer alguna enfermedad, un 70.9% más que los casados. Los separados presentan una probabilidad un 40.5% mayor que los casados y los solteros un 28.1% mayor. Estas probabilidades son aún mayores cuando se incluyen las variables regionales PIB per cápita o Bienestar per cápita. Ser viudo no es significativo.

En cuanto a la nacionalidad, ser de la Unión Europea, del resto de Europa o del resto del mundo, resultan ser factores protectores frente a la enfermedad crónica. Un persona de la Unión Europea tiene un 34.7% menor de probabilidad de padecer una enfermedad

crónica. Sin embargo, al introducir las variables socioeconómicas, esta variable deja de ser significativa. Ser del resto de Europa o del resto del mundo disminuye la probabilidad en un 55% y un 27%, respectivamente. Estas variables son significativas en todos los modelos.

Respecto a las variables socioeconómicas, el nivel de estudios de una persona resulta ser un factor protector frente a la enfermedad, aunque ni tener estudios secundarios de primera etapa ni haber hecho un ciclo de formación e inserción laboral resultaron ser significativas. Eso sí, tener estudios secundarios de segunda etapa disminuye la probabilidad de tener una enfermedad crónica en un 28.5% y tener estudios superiores disminuye esta probabilidad en un 32%.

Estar desempleado no es estadísticamente significativa., aunque su *Odd Ratio* indica que es un factor de riesgo que aumenta la probabilidad de padecer una enfermedad crónica en un 20.3%.

El logaritmo de la renta resulta ser un factor protector frente a la enfermedad, por cada euro que aumenta la renta, la probabilidad de tener una enfermedad crónica disminuye alrededor de un 24%.

En los modelos 4 a 8 se evalúa la influencia de las variables ecológicas en la enfermedad de los encuestados.

En el modelo 4 se ha considerado el índice de desigualdad de Gini para el año 2003. Esta variable no sale estadísticamente significativa.

El logaritmo del PIB per cápita para los años 2003 y 2006 se ha incorporado en los modelos 5 y 6 como elemento fijo en el segundo nivel jerárquico. Esta variable sí alcanza la significación estadística y la tendencia muestra que cuando el logaritmo del PIB per cápita aumenta en un euro, la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica disminuye en un 75.9% y un 75.8%, respectivamente, para los años 2003 y 2006.

En los modelos 7 y 8 se ha testado la significación estadística del logaritmo del Bienestar per cápita para los años 1993 y 2003. Esta variable también resulta ser significativa y su tendencia muestra que es un factor protector. Cuando el logaritmo del Bienestar per cápita aumenta en un euro, la probabilidad de tener alguna enfermedad crónica disminuye un 79.3% y un 78% para los años considerados.

Respecto de las variables pobreza y privación, sólo dos de ellas resultan significativas para la enfermedad crónica, el salario bajo y el logaritmo de la privación material 2. A continuación se recogen los *Odd Ratios* de estas variables.

Tabla 6: *Odd ratios* en el análisis logístico multinivel de la influencia de algunas variables de pobreza y privación en la enfermedad crónica en el año 2007.

Variables ecológicas	Odd Ratios
Pobreza moderada	1.022**
Pobreza alta	1.062**
Privación material 1	0.998**
Privación material 2	1.011**
Privación objetiva	1.004**
Privación subjetiva	1.009**
Salario bajo	1.020
Log pobreza moderada	2.627**
Log pobreza alta	2.184**
Log privación material 1	0.981**
Log privación material 2	1.347
Log privación objetiva	1.154**
Log privación subjetiva	1.134**
Log salario bajo	1.446**

Los principales resultados en la comparación entre el estado de salud y la enfermedad como variables dependientes son las siguientes: La probabilidad de declarar una mala salud percibida es mayor que la probabilidad de padecer una enfermedad crónica, cuando no se controla por características individuales (32% frente a 25.7%).

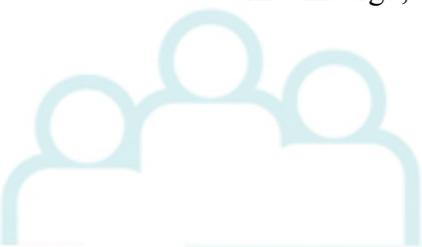
La edad resulta ser un factor de riesgo en ambos casos, aunque afecta más acusadamente a la salud autopercebida, que a la enfermedad (6.2% frente a 4.8%).

Ser hombre actúa como un factor protector frente a la salud general, mientras que el sexo no incide en la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica.

En ambos casos, ser divorciado es el estado civil con mayor riesgo, ya que aumenta tanto la probabilidad de tener una mala salud percibida como de sufrir alguna enfermedad. Ser soltero o separado presenta tendencias menos claras. Controlando por variables sociodemográficas solamente, ambos estados civiles son factores de riesgo, pero mientras que en el caso de la salud autopercebida dejan de tener significación estadística al introducir variables socioeconómicas, en el caso de la enfermedad su influencia negativa se vuelve aún más importante.

La nacionalidad es otra variable que no muestra una tendencia clara. En el caso de la salud percibida, ser de la Unión Europea actúa como un factor protector de la salud y ser del resto de Europa o del resto del mundo no presentan significabilidad estadística.

Sin embargo, en el caso de la enfermedad, ser de la Unión Europea deja de ser



significativa al introducir las variables socioeconómicas, mientras que las otras variables son factores protectores en todos los modelos.

El desempleo no alcanza significación estadística en ninguno de los casos, mientras el logaritmo de la renta es significativo y actúa como un factor protector en ambos.

Respecto de las variables de contexto es aquí donde se encuentran las principales diferencias entre al análisis de una variable dependiente y otra. El índice de Gini no resulta significativo en ninguno de los análisis, pero mientras que ni el PIB per cápita ni el Bienestar per cápita resultaron ser significativos en el análisis de la salud autopercebida, en el caso de la enfermedad sí lo fueron. Tanto el PIB como el Bienestar, actúan como factores protectores frente a la enfermedad crónica, mientras que el porcentaje de hogares de la Comunidad Autónoma que tiene un salario bajo y el que no puede permitirse mantener la casa con una temperatura adecuada en invierno aumentan el riesgo de sufrir alguna enfermedad crónica.

Como proponen autores como Blakley et al. (2000, 2002) o Subramanian et al. (2006), es posible que las variables ecológicas afecten a la variable dependiente de forma retardada, es decir, que el valor de estas variables en años anteriores puede influir de forma más directa en el nivel de salud autopercebido o en la enfermedad crónica que el valor actual. Se ha incluido el valor del PIB per cápita para el año 1996 (once años de retardo) y el valor del Bienestar para el año 1990 (diecisiete años de retardo). Para el estado de salud, ninguna de estas variables alcanzaron la significabilidad, en ninguno de los años considerados, pero para el caso de la enfermedad crónica, ambas fueron significativas y, además, su efecto positivo para la salud fue más importante para los años 1996 y 1990 que para el año 2003 (Para el PIB: OR 1996=0.226, OR 2006=0.232 y para el Bienestar OR 1990= 0.207, OR=0.220). Esto indica que, aunque de forma poco importante, los valores de estas variables de hace alrededor de quince años tienen mayor impacto para la salud que los actuales.

Se ha realizado un análisis de los efectos cruzados o la interacción multinivel entre algunas características individuales y contextuales. Para ello se ha estimado algunos términos de interacción entre edad, sexo, renta individual, PIB per cápita y Bienestar per cápita. Para el estado de salud autopercebido, ninguna de las interacciones ha salido significativa, mientras que para la enfermedad son significativas las interacciones entre renta individual, el PIB per cápita y el Bienestar per cápita.

El primer resultado indica que el efecto del PIB per cápita sobre la enfermedad crónica (a mayor nivel de PIB menor es la probabilidad de padecer una enfermedad crónica) se hace menor conforme vaya aumentando la renta individual y el segundo resultado es que el efecto del PIB per cápita se hace menos importante conforme aumenta el Bienestar per cápita del año 2003, mientras que se hace más importante conforme aumenta el Bienestar per cápita del año 1990. La siguiente tabla recoge los Odd Ratios de las interacciones:

Tabla 7: Interacciones y Odd Ratios

Interacciones	Odd Ratio
Log renta + log PIB 2003	0,838
Log renta + log Bienestar 2003	0,845
Log renta + log PIB 2006	0,85
Log renta + log Bienestar 1990	0,893
Log pib 2003 + log Bienestar 2003	0,885
Log pib 2006 + log Bienestar 1990	1,099
Log pib 2003 + log Bienestar 1990	1,096
Log pib 2006 + log Bienestar 2003	0,898

Fuente: Elaboración propia

4. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Respecto de las variables individuales, los resultados nos muestran que son factores que actúan de forma favorable para la salud ser joven, ser hombre (en el caso de la salud autopercibida, pero no en el caso de la enfermedad crónica), estar casado, tener una renta personal alta y poseer estudios.

La edad suele ser uno de los principales condicionantes de la salud, asociándose casi de manera generalizada a un aumento de patologías y trastornos crónicos que producen un impacto negativo en la calidad de vida de las personas. Los resultados indican que la longevidad ejerce un efecto negativo sobre la óptima percepción del bienestar general coincidiendo con los hallazgos de autores como Martín et al (2009), Olsen et al (2007), Subramanian et al (2004), Detels et al (2004), Wen et al (2003), Zunzunegui (1995) y Ross et. al (1996) coinciden con los resultados de este estudio en que parte de las diferencias en salud autopercibida que se atribuyen a la edad son debidos a las diferencias en educación. Lindström et. al (2004) sin embargo no encuentran asociación estadísticamente significativa entre grupos de edad y mala salud autopercibida.

En cuanto al sexo, se constata una mejor percepción de salud por parte de los varones en los que la probabilidad de sentirse mal es un 13% menor que en el caso de las mujeres. Una posible explicación a este hecho podría centrarse por un lado en que las mujeres padecen un mayor número de dolencias, como hipertensión arterial o diabetes (Gallegos et al, 2006) y por otro en que suelen ser más críticas y exigentes a la hora de establecer el umbral de su bienestar físico y mental. La literatura sin embargo no presenta evidencias claras al respecto. Mientras algunos autores coinciden con los resultados de este estudio 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), Olsen y Dahl (2007) o Wen et al (2003) esta variable no resulta significativa. Además, la esperanza de vida es generalmente mayor para las mujeres. Macintyer et al (1996) demuestran que la relación entre sexo y salud autopercebida depende de otras cuestiones, como el tipo de síntomas y el ciclo vital.

Otra de las variables individuales consideradas es el estado civil o la situación de convivencia. El entorno familiar que rodea a una persona se constituye como un factor pronóstico de cómo ésta se siente, de tal forma que se observa como las personas que viven en situación de casados son las que mejor se encuentran, frente a los divorciados, separados y solteros que muestran una percepción más negativa de su 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. Martín et al (2009) encuentran que ser viudo o divorciado influye negativamente en la salud. Por otro lado, mientras Hu et al (1990) demuestran que los casados tienen menor mortalidad y morbilidad, ni Wen et al (2003) ni Olsen et al (2007) encuentran diferencias estadísticamente significativas por vivir en pareja. Estos autores sin embargo al considerar la variable como ficticia no pueden identificar diferencias entre los que no viven en pareja por estar solteros o separados y por estar divorciados o viudos, como en este estudio.

En cuanto al nivel educativo, en el presente estudio se encuentra una clara relación positiva entre educación y buena salud. Autores como Regidor et al (2006) y Martín et al (2009) llegan al mismo resultado.

En cuanto a las variables regionales, ninguna de ellas es estadísticamente significativa para el caso de la salud autopercebida, mientras el PIB per cápita, el Bienestar per cápita, la privación y el salario bajo lo son para la enfermedad crónica, influyendo las primeras dos de forma positiva y las últimas dos de forma negativa en la probabilidad

de vivir sin enfermedades crónicas. Este análisis lo enfocamos en torno a los conceptos de hipótesis de la renta absoluta y de hipótesis de renta relativa, distinguiendo entre hipótesis de desigualdad de renta y de privación relativa.

Según los resultados de este análisis se puede confirmar la hipótesis de la renta absoluta, ya que el logaritmo de la renta neta personal resulta ser un factor que influye positivamente en la salud de la población. Autores como Hua Jen (2009), Blanco (2006) y Stoyanova (2008) llegan a resultados similares.

Wilkinson, y la hipótesis de la renta relativa, argumenta que a parte de las características individuales, las de contexto también influyen en el estado de salud de las personas, por lo que es necesaria la inclusión de variables ecológicas en el análisis. Este trabajo sólo puede confirmar parcialmente la hipótesis de la renta relativa en el nivel de salud de la población, ya que las variables de contexto sólo son significativas para el caso de la enfermedad crónica y no para el caso del estado de salud autopercebido. El índice de desigualdad de Gini no es significativa para ninguna de las dos variables dependientes.

La evidencia empírica internacional muestra que dependiendo de la especificación del modelo y de qué país se está analizando, los resultados sobre el impacto real de las desigualdades en renta sobre la salud varían. A continuación analizaremos los resultados del estudio del impacto de las variables de renta contextual de algunos autores internacionales y nacionales.

Muchos son los autores que han analizado la influencia de las desigualdades en renta en la salud, utilizando, en su mayoría, el índice de Gini como medida de dicha desigualdad. Los resultados no son unánimes, sino que existe gran controversia acerca del impacto que tienen las desigualdades en renta en la salud de las personas.

Muchos autores han encontrado que mayor desigualdad de renta supone un aumento en la probabilidad de encontrarse peor. Entre ellos se encuentran Subramanian et al (2001), Blakely et al (2001), Babones (2008), Kennedy et al (1998), Lynch y Kaplan (1997), Judge et al (1998), Kawachi et al (1999) y Wilkinson (1996). Wen et al (2003) demuestran que el efecto de la desigualdad de renta sobre la salud autopercebida desaparece cuando se tiene en cuenta la educación a nivel ecológico. Beckfield (2004) encuentra una débil asociación entre desigualdades en renta y salud al analizar datos de 115 países y apunta tres razones por las cuales la desigualdad en renta a nivel agregado afecta negativamente a la salud de la población; provoca la desintegración de la sociedad que afecta negativamente a las relaciones sociales, reduce la inversión en

servicios médicos, educación, actividades culturales, etc. de los más pobres, y crea estrés en las personas relativamente más pobres favoreciendo la deprivación relativa.

Otros autores han encontrado resultados negativos sobre la relación de desigualdades en renta y salud.

Hua Jen et al (2009), Blanco (2006), Craig (2005), Weich et al (2001), Gravelle y Sutton (2006) y Olsen et al (2007) analizan el impacto de la hipótesis de la renta relativa de Wilkinson encontrando que no se cumple. Craig (2005) utiliza datos de *the Scottish Household Survey* y encontró que la salud autopercebida de los individuos en regiones con mayores tasas de índice de Gini era mejor que la de los individuos que vivían en regiones más igualitarias y Weich, Lewis y Jenkins (2001) encuentran que los individuos con los ingresos más bajos, al igual que los con mayores ingresos, fueron los que peor salud mental presentaron. Para los más pobres, sus problemas de salud fueron mayores si vivían en regiones con bajos índices de Gini, mientras que la salud mental de los ricos resultó ser peor cuando vivían en regiones con altos índices de Gini. Gravelle y Sutton (2006), usando datos de 19 ciclos de *the British General Household Survey* para el período 1979-2000, usan, entre otros, el índice de Gini para medir la influencia de la desigualdad de renta en la salud de la población británica. No encuentran soporte de la suposición de que la desigualdad de renta, medida a través del índice de Gini, pueda tener un efecto negativo en la salud en Gran Bretaña. Olsen y Dahl (2007) también encuentran que el índice de Gini no fue significativo estadísticamente, al igual que Ram (2006) que, analizando los datos de 108 países, señala una relación negativa entre las desigualdades en renta y la esperanza de vida.

Coburn (2004), en un trabajo en el que critica el enfoque de la hipótesis de las desigualdades de renta para explicar las desigualdades en salud, presenta un modelo alternativo que se basa en las clases socioeconómicas de una sociedad, poniendo énfasis en las causas y no sólo en las consecuencias de las desigualdades en renta. Utilizando el PIB per cápita y el índice de Gini, llega a la conclusión de que los países con políticas neoliberales presentan desigualdades en renta mucho mayores que los socialdemócratas. A nivel nacional los estudios que analizan el impacto de las desigualdades de renta en salud son escasos. El trabajo de Blanco (2006), que utiliza el índice de Gini y otras dos medidas de desigualdad de renta, llega a la conclusión de que no se puede confirmar que se cumpla la hipótesis de la renta relativa.

Respecto de los autores que han analizado la hipótesis de la privación relativa, utilizando para ello 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 autopercebida individual para los países de la OCDE. Wen, Browning y Cagney (2003) encuentran que el nivel de renta, medido como porcentaje de individuos en hogares con ingresos superiores a 50.000\$, es el principal determinante de la salud autopercebida, aunque cuando se tiene en cuenta la educación como variable ecológica, esta influencia disminuye. Subramanian et al (2001), Blakely et al (2001) y Kennedy et al (1998) encuentran que a menor renta a nivel estatal aumenta la probabilidad de tener una mala salud.

A nivel nacional son principalmente tres trabajos los que han analizado el impacto de la renta per cápita en la salud de los españoles. Regidor et al (2006), en uno de los escasos estudios sobre desigualdades sociales en salud que utilizan modelos multinivel para toda España, encuentran que el porcentaje de personas que consideraban que su estado de salud no era bueno fue más alto en las provincias con menor renta per cápita. Martín et al (2009) obtienen que la renta per cápita provincial es significativa y actúa como un factor protector frente a la mala salud. Sin embargo, Blanco (2006), que toma como grupo de referencia a la Comunidad Autónoma donde reside el individuo, no encuentra resultados de que se cumpla la relación entre renta media de la Comunidad Autónoma y salud individual, ya que esta variable contextual no resultó ser significativa.

Los resultados dispares en este campo, tanto respecto de la utilización de índices de desigualdad como de rentas per cápita, ponen en entredicho que estas variables realmente sean las que mayor influencia tienen en la salud de las personas y proponen que se busquen otras variables contextuales para llevar a cabo el análisis. Pocos son los estudios que han utilizado otras medidas de desigualdad, como la privación material, como se ha hecho en este estudio. Entre ellos se encuentra Benach et al. (2001), que, al igual que este estudio, encuentran que la privación material aumenta el riesgo de padecer una enfermedad y aumenta la mortalidad.

5. BIBLIOGRAFÍA

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

Beckfield, J. (2004): "Does income inequality harm health? New cross-national evidence", *Journal of health and social behaviour*, 45 (3), p.231-248

- Benach, J. (1995): “Análisis bibliométrico de las desigualdades en salud en España”, *Gaceta Sanitaria*, p. 251-261.
- Benach, J., Yasui, Y., Borrell, C., Sáez, M y Pasarín, M.I. (2001): “Material deprivation and leading causes of death by gender: evidence from a nationwide small area study”. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2001; 55, 239-245.
- Blanco, C. (2005): “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, K, Kennedy, BP, 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
- Borrell, C; Muntaner, C; Benach, J; Artazcoz, L (2004): “Social class and self-reported health status among men and women: what is the role of work organization, household material standards and household labour?”, *Social science & Medicine*, 58(10), p.1869–87.
- Bratberg, E; Dahl, SA; Risa, AE (2002): “The double burden. the combinations of career and family obligations increase sickness absence among women?”, *European sociological review*, 18(2), p.233–249.
- Caixa, la (2008): “Informe de la inclusión social en España” *Observatorio de la inclusión social, Caixa Catalunya, Obra social*.
- Coburn, D (2004): “Beyond the income inequality hypothesis: class, neo-liberalism and health inequalities”, *Social science & Medicine* 58, p.41–56.
- Craig, N (2005): “Exploring the generalisability of the association between income inequality and self-assessed health”, *Social science & Medicine* 60, p.2477-2488.
- Detels, R; Mcewen, J; Beaglehole, R; Tanaka, H (eds.) (2004). *Oxford textbook of public health (4th ed.)*. oxford: oxford university press.
- Fuchs, VR (2004): “Reflexion on the socio-economics correlates of health”, *Journal of Health Economics*; 23: p.653-61.
- Gallegos, K; García, C; Duran, C; Reyes, H; et al. (2006): “Autopercepción del estado de salud: una aproximación a los ancianos en México”. *Rev saúde pública*; 40: p.792-801.
- García-Gómez, P; Hernández-Quevedo, C; López-Nicolás, A (2008): *Renta absoluta y renta relativa: ¿cuál es su papel en la determinación de las desigualdades en salud?* *Desigualdades sociales en salud 2008*

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*.

Hu, Y; Goldman, N (1990): “Mortality differentials by marital status: an international comparison”. *Demography*, 27(2), p.233–250.

Hua Jen, M; Jones, K; Johnston, R (2009): “Compositional and contextual approaches to the study of health behaviour outcomes: using multi-level modelling to evaluate Wilkinson’s income inequality hypothesis”. *Health & Place* 15 (2009) p.198– 203.

Hua Jen, M; Jones, K; Johnston, R (2009): “Global variations in health: evaluating Wilkinson’s income inequality hypothesis using the World Values Survey”. *Social Science & Medicine* 68 (2009) p.643-653.

Judge, K; Mulligan, J; Benzeval, M (1998): “Income inequality and population health”, *Social Science & Medicine*, 46, p.567–579.

Kawachi, I; Wilkinson, RG; Kennedy, BP (1999a): *Introduction. The Society and Population Health Reader. Income Inequality and Health, vol. 1, New York: The New Press*.

Kennedy, BP; Kawachi, I; Glass, R; Prothrow-Stith, D (1998): “Income distribution, socioeconomic status, and self-rated health in the United States: multilevel analysis”. *BMJ*: 917-21.

Lindström, M; Moghaddassi, M; Merlo, J (2004): “Individual self-reported health, social participation and neighbourhood: a multilevel analysis in Malmö, Sweden”. *Prev Med*; 39: p.135–41.

Looper (de), M; LaFortune, G (2009): “Measuring disparities in health status and in access and use of health care in OECD countries”, *OECD Health Working Papers no. 43*.

Lynch, J; Kaplan, GA (1997): “Whither studies on the socioeconomic foundations of population health?” *American Journal of Public Health*, 87, p.1409–1411.

Lynch, JW; Davey-Smith, G, Kaplan, GA, House, JS (2000): “Income inequality and mortality: importance to health of individual incomes, psychosocial environment, or material conditions”. *BMJ* 320, p.1200-1204.

Lynch, JW; Smith, GD, Hillemeier, M; Shaw, M; Raghunathan, T; Kaplan, GA (2001): “Income inequality, psychological environment and health: comparisons across wealthy nations”. *The Lancet*; 358:p.194-200.

Macintyer, S; Hunt, K; Sweeting, H (1996): “Gender differences in health: are things really as simple as they seem?” *Social Science & Medicine*, 42(4), p.617–24.

- Marmot, MG; Theorell, T (1988): "Social class and cardiovascular disease: the contribution of work". *International journal of health services* 18: p.659-74.
- Marmot, M; Wilkinson, R (2001): "Psychosocial and material pathways in the relation between income and health: a response to Lynch et al." *bmj* 322, 1233-1236.
- Martín, JJ; López del Año González, MP (2009): "Análisis multinivel de la influencia de las características individuales, capital social y privación en la percepción de salud en España", *En prensa, Fundación BBVA* 2009.
- Más, M; Goerlich, FJ; Aldás, J (2007): "Consumo de los hogares y distribución de la renta en España (1973-2003). Una perspectiva regional". *Fundación Caixa Galicia* 2007.
- Mastekaasa, A; Olsen, KM (1998): "Gender, absenteeism, and job characteristics. a fixed effect approach". *Work and occupations*, 25(2), p.195-228.
- McCord, C; Freeman, HP (1990): "Excess mortality in Harlem". *New England Journal of Medicine*, 322, p.173-7.
- Mohan, J; Banard, S; Jones, K; Twigg, L (2004): *Social capital, place and health: creating, validating and applying small-area indicators in the modelling of health outcomes*. Bristol: NHS Health Developing Agency.
- Olsen, KM; Dahl, SA (2007): "Health differences between european countries". *Social science & Medicine*. 64: p.1665-78.
- Ram, R (2006): "Further examination of the cross-country association between income inequality and population health". *Social science & Medicine* 62 (3), p.779-791.
- Rasbash, J; Steele, F; Browne, W; Goldstein, H (2008). "A user's guide to mlwin version 2.10. Centre for multilevel modelling Institute of Education, University of London. Disponible en: <http://www.cmm.bris.ac.uk/mlwin/download/manuals.shtml>
- Regidor, E; Martínez, D; Astasio, P; Ortega, P; Calle, ME; 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.
- Regidor, E; Calle, ME; Navarro, P; Domínguez, V (2003): "Trends in the association between average income, poverty and income inequality and life expectancy in Spain". *Social science & Medicine* 56 (2003) p.961-971.
- Rico, A (2002): "Distribución de la renta, pobreza y esperanza de vida en España". *En informe SESPAS 2002*. Capítulo 4: p.67-72.

- Rico, A; Ramos, X; Borrell, C (2005): “Distribución de la renta y salud: el papel mediador de las políticas públicas y el capital social”. *En: Ruiz, J. Políticas públicas y distribución de la renta*. Bilbao: Fundación BBVA: p.213-14.
- Ross, CE; Wu, C (1996): “Education, age and the cumulative advantage in health”. *Journal of Health & Social Behaviour*. 37: p.104 –20.
- Snijders, T; Bosker, R (1999). “Multilevel analysis”. London: Sage Publications.
- Starfield, B (2007): “Pathways of influence on equity in health. *Social science & Medicine* 64: p.1355-62.
- Stoyanova, A; Rodríguez, M; Pinilla, J (2008): “El mapa de las desigualdades en salud por grupos de edad en España”. *Cuadernos económicos de ICE (Información comercial española)*, número 75, junio 2008
- Subramanian, SV; Kawachi, I; Kennedy, BP (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, SV; Kawachi, I (2004): “Income inequality and health: what have we learned so far?” *Epidemiol rev*; 26: p.78-91.
- Subramanian, S.V., Kawachi, I. (2006): “Whose health is affected by income inequality? A multilevel interaction análisis of contemporaneous and lagged effects of th estate income inequality on self-rated Elath in the United States”. *Health & Place* 12 (2006) 141-156
- Szwarcwald, CL (2002): “Medidas de desigualdades en salud: la discusión de algunos aspectos metodológicos con una aplicación para la mortalidad neonatal en el municipio de Río de Janeiro, 2000. *Cad. saúde pública*, Rio de Janeiro; 18: p.959–70.
- Urbanos, RM (2000): “La prestación de los servicios sanitarios públicos en españa: cálculo y análisis de la sanidad horizontal interpersonal para el periodo 1987-1995”, Madrid: Universidad Complutense.
- Villar, A (2005): “On the welfare evaluation of income and opportunity”. *Contributions to theoretical economics*.
- Villar, A (2006): “La evolución del bienestar en Andalucía”. *Centro de estudios andaluces*.
- Wald, A (1943): “Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is larger”. *Transactions of the american mathematical society* 54: p.426-82.

Weich, S; Lewis, G; Jenkins, SP; (2001): “Income inequality and the prevalence of common mental disorders in Britain”. *British Journal of Psychiatry* 178, p.222-227.

Wen, M; Browning, CR; Cagney, KA (2003): “Poverty, affluence, and income inequality: neighbourhood economic structure and its implications for health”. *Social science & Medicine*; 57: p.843 – 60.

Wilkinson, RG (1996): “Unhealthy societies. the afflictions of inequality”. *London: routledge*.

Wilkinson, RG (2000): “Social relation hierarchy and health”. *The society and population health reader 2*. Nueva York: the new press.

Wilkinson, RG; Pickett, KE (2006): “Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence”. *Social science & Medicine* 62 (2006) p.1768-1784

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

