

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

**Clasificación:** Health, Education and Welfare

**Autores:** Kristina Karlsdotter. Universidad de Granada. Calle Mulhacén 5, 1ºD Armilla (Granada). 667337395. kristina.karlsdotter@gmail.com

Carmen Navarro Palenzuela. Universidad de Granada. 958249619. carmennavarropalenzuela@hotmail.com

Antonia Haro Martínez. Universidad de Granada. 958249619. antogaruxa@hotmail.com

José Jesús Martín Martín. Universidad de Granada. Avenida de Lepanto. Las Gabias (Granada). 958249996. jmartin@ugr.es

Mª del Puerto López del Amo González. Universidad de Granada. Avenida de la Constitución. Granada. 958249619. puerto@ugr.es

## **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 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 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 autopercebido. Sin embargo, el PIB per cápita y el Bienestar per cápita actúan como factores protectores de la enfermedad crónica, a diferencia del Índice de Gini y el Índice de Theil, 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 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 se cumple parcialmente en el caso de la enfermedad crónica.

## INTRODUCCIÓN

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 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).

## **1. 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 y la enfermedad crónica, ambas dicotómicas. En cuanto a las variables independientes, se trabajó con los ítems correspondientes a las dimensiones sociodemográficas y socioeconómicas.

Las variables contextuales son el PIB per cápita, el Bienestar per cápita, con dos especificaciones (una deflactando la renta per cápita por el índice de Gini, y otra deflactándola por el índice de Theil), la pérdida porcentual de bienestar debido a la desigualdad, la pobreza moderada, la pobreza alta, la privación material, la privación objetiva, la privación subjetiva y el salario bajo de cada Comunidad Autónoma.

El índice de Gini, el índice de Theil, el Bienestar per cápita, y a la pérdida de bienestar debido a la desigualdad fueron calculados por Goerlich y Villar (2009). Los indicadores de privación y de pobreza provienen del Informe de inclusión social de la Caixa (2008).

## 1.2 MODELOS MULTINIVEL

Se utiliza 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  $Y_{ij}$ , 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  $\pi_{ij}$  es la probabilidad de presentar la característica de interés para el sujeto  $i$  de la Comunidad Autónoma  $j$ . Analíticamente:

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

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.

Para probar la significación estadística de  $\sigma_{\mu_0}^2$  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 *Odds Ratio* (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 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, Índice de

---

<sup>1</sup> 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.

Theil, PIB per cápita, Bienestar per cápita y pérdida porcentual del bienestar debido a la desigualdad). Para la estimación de los modelos se ha utilizado la versión 2.14 del programa estadístico MLwiN.

## 2. 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 en la salud autopercebida en el año 2007.

	1	2	3
Constante	0,32	0,30	2.16
Edad centrada		1,070	1,062
Sexo			
Mujer		1	1
Hombre		0,790	0,869
Estado civil			
Casado		1	1
Soltero		1,259	1,176
Separado		1,362	1,223*
Divorciado		1,344	1,464
Viudo		1,085*	1,007*
Nacionalidad			
España		1	1
Resto UE		0,414	0,508
Resto Europa		1,419*	1,102*
Resto Mundo		1,137*	1,129*
Nivel de estudios			
Primaria			1
Secundaria 1ª etapa			0,820
Secundaria 2ª etapa			0,674
Inserción laboral			0,546
Superior			0,533
Desempleo			
No desempleado			1

Sí desempleado			1,132**
Renta			
Log renta personal			0,715

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

**Tabla 4:** *Odd ratios* en el análisis logístico multinivel de la influencia de las variables ecológicas en el estado de salud autopercebido en el año 2007.

Variables ecológicas	Odds ratio
Índice de Gini 1980	0.806**
Índice de Gini 1990	7.286**
Índice de Gini 2003	6.074**
Índice de Theil 1980	3.016**
Índice de Theil 1990	2.392**
Índice de Theil 2003	3.673**
Log PIB pc 1996	0.327**
Log PIB pc 2003	0.423**
Log PIB pc 2006	0.481**
Log Bienestar pc 1980	0.589**
Log Bienestar pc 1990	0.458**
Log Bienestar pc 2003	0.253**
Pérdida porcentual Bienestar 1980	1.274**
Pérdida porcentual Bienestar 1990	1.006**
Pérdida porcentual Bienestar 2003	2.852**

Fuente: Elaboración propia.

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

La segunda variable dependiente considerada ha sido la enfermedad crónica, obtenida de la respuesta 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 autopercebido.

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
Constante	0,25	0.21	0.47
Edad centrada en 48 años		1,051	1,048
Sexo			
Mujer		1	
Hombre		0,945**	
Estado civil			
Casado		1	1
Soltero		1,362	1,281
Separado		1,578	1.405
Divorciado		1,542	1,709
Viudo		1,076*	1,035*
Nacionalidad			
España		1	1
Resto UE		0,653	0,757*
Resto Europa		0,509	0.454
Resto Mundo		0,703	0.724
Nivel de estudios			
Primaria			1
Secundaria 1ª etapa			0,947*
Secundaria 2ª etapa			0,715
Inserción laboral			0,936*
Superior			0,680
Desempleo			
No desempleado			1
Sí desempleado			1,203**
Renta			
Log renta personal			0,765

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

**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	ODDS RATIO
Índice de Gini 1980	10.837**
Índice de Gini 1990	68.580**
Índice de Gini 2003	7.791**
Índice de Theil 1980	5.54**

Indice de Theil 1990	4.968**
Indice de Theil 2003	9.836**
Log PIB pc 1996	0.226
Log PIB pc 2003	0.241
Log PIB pc 2006	0.242
Log Bienestar pc 1980	0.284
Log Bienestar pc 1990	0.143
Log Bienestar pc 2003	0.153
Pérdida porcentual Bienestar 1980	0.962**
Pérdida porcentual Bienestar 1990	0.984**
Pérdida porcentual Bienestar 2003	5.223**

Fuente: Elaboración propia.

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

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. Ni el índice de Gini, ni el de Theil resultan significativos 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.

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 la salud que el valor actual. Para el estado de salud, ninguna de estas variables alcanzaron la significatividad, 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=

0.143, OR=0.153). 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.

### **3. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES**

Según los resultados de este análisis se puede confirmar la hipótesis de 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.

En cuanto a las variables regionales, ninguna de ellas es estadísticamente significativa para el caso de la salud autopercebida, mientras el PIB per cápita y el Bienestar per cápita 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.

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. Los índices de desigualdad de Gini y Theil no son significativos 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.

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 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 posición, 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 autopercibida 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 el bienestar.

#### **4. BIBLIOGRAFÍA**

Babones, S.J. (2008): "Income inequality and population health: Correlation and causality", *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.
- 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.

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.

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.

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.

McCord, C; Freeman, HP (1990): “Excess mortality in Harlem”. *New England Journal of Medicine*, 322, p.173-7.

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.

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, S.V., Kawachi, I. (2006): “Whose health is affected by income inequality? A multilevel interaction análisis of contemporaneous and lagged effects of the state income inequality on self-rated health 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.

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