



**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y
EMPRESARIALES
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA APLICADA**

Tesis doctoral

**ANÁLISIS DE LA INFLUENCIA DE LAS
DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS REGIONALES
SOBRE LA SALUD DE LOS ANDALUCES Y ESPAÑOLES
EN EL PERIODO 2004-2007**

Doctoranda

Kristina Karlsdotter

Directores de la tesis

José Jesús Martín Martín

María del Puerto López del Amo González

Editor: Editorial de la Universidad de Granada
Autor: Kristina Karlsdotter
D.L.: GR 2171-2012
ISBN: 978-84-9028-089-8

**ANÁLISIS DE LA INFLUENCIA DE LAS
DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS REGIONALES
SOBRE LA SALUD DE LOS ANDALUCES Y ESPAÑOLES
EN EL PERIODO 2004-2007**

Tesis Doctoral que presenta la doctoranda Kristina Karlsdotter para la obtención del grado de Doctor por la Universidad de Granada

Marzo 2012

LA DOCTORANDA
Kristina Karlsdotter
Licenciada en Economía
Máster en Economía de la Salud, Gestión Sanitaria y Uso Racional del
Medicamento por la Universidad de Málaga

LOS DIRECTORES DE LA TESIS
Prof. Dr. Jose Jesús Martín Martín
Profesor Titular del Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Granada

Prof. Dr. María del Puerto López del Amo González
Profesora Contratada Doctora del Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Granada

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar quisiera expresar mi agradecimiento a los directores de esta tesis, José Jesús Martín Martín y María del Puerto López del Amo González, del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Granada. Ambos me han orientado, apoyado y ayudado de forma incondicional en cada una de las fases de desarrollo de la tesis y sin duda, sin ellos, esta tesis no habría sido posible.

Agradezco el apoyo económico del Centro de Estudios Andaluces y de la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía. Asimismo estoy agradecida al Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Granada, por permitirme trabajar allí durante los años de investigación que han supuesto la preparación de esta tesis.

Mención especial merece Juan Merlo, de la facultad de Medicina de la Universidad de Lund, Suecia, por acogerme en su centro y por todo el tiempo dedicado a mí a lo largo de la estancia.

Por último, el apoyo de mi familia y amigos ha sido fundamental para la realización de este trabajo. Por eso, el último agradecimiento queda reservado para ellos, pero, sobre todo, para mi marido, Julián. Sin su ayuda, cariño y paciencia, esta tesis no hubiera salido adelante.

ÍNDICE

Abstract.....	8
Resumen.....	14
Introducción.....	21
Objetivos.....	24
Capítulo 1: Marco teórico.....	25
Capítulo 2: Metodología multinivel.....	39
Capítulo 3: Contraste de la hipótesis de la renta absoluta y relativa a nivel regional en España.....	45
Capítulo 4: Influencia de la renta, la desigualdad de renta y del capital social en la salud de los mayores de 65 años en España.....	79
Capítulo 5: Diferencias socioeconómicas y geográficas en la pensión de incapacidad y de invalidez en Andalucía, España.....	97
Capítulo 6: Crisis, desempleo y salud.....	117
Conclusions.....	127
Conclusiones.....	129
Referencias.....	131
Anexo.....	153

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1: Términos de interacción entre las variables en el análisis multinivel de las variables que influyen en el estado de salud autopercebida, mortalidad o enfermedad crónica.....	49
Tabla 2: Estudios en España que contrastan las hipótesis de Renta Absoluta y Relativa.....	51
Tabla 3: Indicadores regionales de desigualdad de renta.....	54
Tabla 4: Indicadores de desigualdad por Comunidad Autónoma (1980-2003).....	59
Tabla 5. Relación de variables de la regresión multinivel para el análisis de la hipótesis de renta absoluta y relativa a nivel regional en la salud de los españoles en 2007.....	63
Tabla 6. Análisis descriptivo de las variables utilizadas en el estudio de la influencia de las desigualdades sociales sobre la salud.....	64
Tabla 7. Estrategia de modelización para el análisis multinivel de la hipótesis de renta absoluta y relativa a nivel regional en la salud de los españoles en 2007.....	67
Tabla 8. <i>Odds ratios</i> del análisis logístico multinivel de la influencia de características individuales en el estado de salud autopercebida y en la enfermedad crónica en el año 2007.....	69
Tabla 9. <i>Odds ratios</i> del análisis logístico multinivel de la influencia de variables contextuales en el estado de salud autopercebida y en la enfermedad crónica en el año 2007.....	71
Tabla 10: Análisis descriptivo de las variables individuales de los individuos por tramos de edad.....	84

Tabla 11: Definiciones y fórmulas de los indicadores regionales.....	86
Tabla 12: Análisis descriptivo de las variables regionales.....	87
Tabla 13: Efectos marginales del análisis multinivel de la influencia de las desigualdades sociales y el capital social sobre la salud autopercebida de los mayores de 65 años en España en 2007.....	91
Tabla 14. Características de la muestra aleatoria del 10% de la población de hombres y mujeres de 18-65 años que residieron en Andalucía en 2001, por quintiles del índice de privación del barrio.....	104
Tabla 15. Análisis multinivel de la varianza mostrando los efectos contextuales generales de la probabilidad de tener una pensión de incapacidad permanente o de invalidez para hombres y mujeres entre 18-65 años residentes en Andalucía en 2001.....	106
Tabla 16. Análisis multinivel de la asociación entre las variables individuales y del hogar y la pensión de incapacidad permanente y de invalidez, al igual que los efectos contextuales específicos, para los individuos de 18-65 años residentes en Andalucía en 2001.....	111
Tabla 17: Variables para el análisis multinivel de la influencia del desempleo y la precariedad laboral en la salud de los españoles 2007-2010.....	124

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1: Marco conceptual de la Comisión de Determinantes Sociales de Salud de la Organización Mundial de la Salud.....26

Figura 2: Curva de Lorenz e Índice de Gini.....55

Figura 3: Coeficiente de Participación de la Varianza (VPC) a nivel de municipio, barrio y hogar, por grupos de edad de cinco años cada uno. Hombres.....108

Figura 4: Coeficiente de Participación de la Varianza (VPC) a nivel de municipio, barrio y hogar, por grupos de edad de cinco años cada uno. Mujeres.....109

ANEXO

Cuadro 1: Estudios multinivel que contrastan las hipótesis de Renta Absoluta y Relativa.....153

ABSTRACT

Since the work of Marmot (Marmot y Theorell, 1988), the study of the social inequalities in health has become one of the most intense areas of research in social sciences. For most countries, a social gradient in health is found that makes poorer individuals have worse health (Rico et al., 2005).

To study the impact of social inequalities in health and establish health policies based on best available evidence, several conceptual and methodological frameworks have been developed (Soler y Irwin, 2007 and Borrell et al., 2004). The framework proposed by the World Health Organization (2007) distinguishes three elements: the socioeconomic and political context, based on structural factors of the social system; the socioeconomic position, which embraces social class, socioeconomic status, gender or ethnicity, and intermediate determinants produced by the social structure, all influence health inequalities.

The dimension of the social gradient in health that has generated greater interest is the relationship between income and health, both at an individual and an aggregate level (World Health Organization, 2009 and Subramanian et al., 2004). In this regard, two approaches are distinguished: the absolute income hypothesis (AIH) and the relative income hypothesis (RIH).

The AIH argues that increases in individual earnings are positively associated with health but in a decreasing way, i.e. an individual's health improves with the income, but each time to a slower rate (World Health Organization, 2009).

The RIH considers that the health of a person depends on how its income deviates from the average income of the country or region. The health of an individual will therefore

be negatively affected, when the income of all other individuals in their environment is increased, but not that individual's.

Individuals who share the same context (e.g. living in the same neighborhood, region or state) are uniformly influenced by it. Thus, the inhabitants of a territory have more similar behavior patterns than to those belonging to another territory. It is therefore important to consider both individual and contextual variables, when studying health inequalities. An attractive methodological approach is the multilevel models, which analyze simultaneously the influence on a dependent variable of several variables of different levels (Goldstein, 2009).

There are two types of income inequality indicators: positive and normative ones. Positive indicators are based on some conceptual aspects of statistics, usually some statistical measure of dispersion. Normative indicators of income inequality refer to judgments based on the estimation of a welfare function and interpret the inequality as a potential loss of collective welfare (Dalton, 1920, Atkinson 1970, Sen 1973).

Social capital is probably the most used mediating variable between income inequality and individual health. There is no clear and agreed definition of social capital, although two approaches can be identified: the sociological and economic.

The concept of deprivation refers to socio-economic gaps in a given geographical area, considering both material and social deprivation. The former refers to the relative lack of goods, facilities or services in the society, while the second refers to the social exclusion resulting from belonging to a particular class, gender or other social characteristics (Domínguez-Berjón y Borrel, 2005).

In relation to the different measures of health, traditionally mortality was used to contrast the HRA and HRR (Wilkinson, 1996). An alternative is to use the self-perceived health. This health measure has been widely used in national and international studies, as it is usually gathered in the surveys (Hua Jen et al., 2009a; Hua Jen et al., 2009b and Zheng, 2009). Chronic illness has been used to a limited extent in the literature (Strum y Gresenz, 2002 and Stoyanova y Díaz Serrano, 2008). Another measure of health is the disability to work and, as a consequence, the possibility of receiving a disability pension.

This thesis contains a set of studies that extend the empirical evidence on the association between socioeconomic inequalities and health in Spain. The thesis includes four studies, whose main results are summarized as follows.

The aim of the first study was to test the influence of the personal income (absolute income hypothesis, AIH), income inequality and welfare (income inequality hypothesis, IIH) on the health of the individuals living in Spain. The database used is the Survey of Living Conditions, 2007. In this study, a multilevel regression *logit* model, with two alternative specifications of the dependent variable: self-perceived health and chronic illness, is used. The study population consists of 28,023 people aged over 16 years in the 17 autonomous regions of Spain.

The results of this study indicate that personal income has a positive effect on health, as well as being male, being married, working and having a high educational achievement. None of the regional variables is statistically significant for the self-perceived health status. However, per capita income and per capita welfare act as protective factors for chronic illness. The results confirm the AIH: an individual with high personal income is less likely to declare poor self-perceived health or having a chronic illness. The IIH is

not confirmed in the case of self-perceived health, while it is verified in the case of chronic illness. This suggests that the results are contingent on the health *proxy* used in the analyses. The inclusion of the lagged values of the regional variables shows that both per capita income and per capita welfare affect the individuals' health with up to 17 years of delay. These results indicate the potential long-term effects of income inequality and welfare at regional level on the health of individuals living in them. This study contributes to increase the little empirical evidence there is on the influence of income and income inequalities, at regional level, in the health of the population in Spain.

The second study of this thesis contrasts the association between personal income (AIH), income inequality and welfare (IIH), social capital and the health of the elderly living in Spain. Logit multilevel regressions are used and analyses are carried out separated for women and men. The database is the Survey of Living Conditions 2007. The study population consists of 6,259 people aged over 65 years in the 17 regions of Spain.

The results of this study confirm the AIH: individual income is positively associated with health. Similarly, the educational achievement is statistically and positively associated with self-perceived health status.

The IIH is partially confirmed, there is a significant association between the Gini index and per capita welfare at the regional level, and the self-perceived health of the older people, although only for women. In relation to social capital, two approaches have been considered: the per capita value of the services of social capital and the percentage of individuals aged over 65 belonging to an association, both being statistically associated with the self-perceived health of women. The results therefore suggest a

greater association between income inequality and social capital and self-perceived health in the case of women aged over 65 years, than in the case of men.

This study is the first study to contrast the relationship between individual income, income inequality, social capital and self-perceived health of the older people in Spain.

In the third study presented in this thesis, the variables that are associated with the probability of individuals residing in Andalusia to have a disability pension (DP), is investigated. It uses the Longitudinal Database of the Andalusian Population (BDLPA), 2001. The final database consists of 467,013 individuals aged between 18 and 65 years. These individuals lived in 200,560 households, in 5,380 census tracts, in 769 municipalities, in the eight provinces of Andalusia. Multilevel models are used to study how individual and contextual variables are associated with the probability of having a DP and to what extent the contexts (province, municipality, census tract, neighborhood, and household) are relevant to explain individual differences in the probability of having a DP.

The results show that the individual variability in the probability of having a DP that can be attributed to the level of municipality, census tract and household represent 2.8, 6.2 and 30.5%, respectively. Men are 2.8 times more likely than women to have a DP and that probability increases 36% when moving from one age group to another. The educational achievement acts as a protective factor, the higher the educational achievement, the lower the probability of DP.

A household's socioeconomic position was significantly associated with the probability of having a DP. Individuals living in households with a second dwelling, beyond the principle one, present a lower probability of DP those individuals with only one

household. Individuals from households that have at least one motor vehicle present a double probability of having a DP than those living in households with motor vehicles.

Furthermore, the influence of neighborhood deprivation on the probability of having a DP has been investigated. Individuals living in neighborhoods with higher level of deprivation present a 31% higher probability of having a DP than those living in neighborhoods with lower levels of deprivation.

This is the first study to use the BDLPA and to analyze the socioeconomic and geographical differences in DP in Andalusia.

Finally, the last chapter of this thesis develops the methodological design to study the impact of the current economic crisis, which began in 2007, on the health of the Spanish people. The aim is to study the potential adverse effects that the deterioration of the labour market and the rise of unemployment and job insecurity may have on the health of individuals living in Spain. The impact of unemployment and insecurity, as well as regional variables labour market structure, social spending and social capital on the health of the Spanish people will be looked into. The database used is the Survey of Living Conditions (2007-2010). For this purpose, cross-sectional multilevel models (two levels) and longitudinal (three levels) will be used, with two different specifications, linear multilevel regression and multilevel logistic regression. The dependent variables will be self-perceived health, chronic illness and functional limitation. The individual independent variables considered will be the sociodemographic and socioeconomic characteristics, unemployment, job insecurity and individual social capital. The regional variables will be those related to labour market structure, social spending and social capital.

RESUMEN

Desde los trabajos de Marmot (Marmot y Theorell, 1988), el estudio de las desigualdades sociales en salud se ha convertido en una de las líneas de investigación más intensas en ciencias sociales. Para la mayoría de países se ha identificado un gradiente social en salud, según el cuál, los individuos más pobres presentan peor salud (Rico et al., 2005).

Para estudiar el impacto de las desigualdades sociales en salud y establecer políticas sanitarias basadas en la mejor evidencia disponible se han desarrollado varios esquemas conceptuales y metodológicos (Soler y Irwin, 2007 y Borrell et al., 2004). El propuesto por la Organización Mundial de la Salud (2007) distingue tres elementos: el contexto socioeconómico y político, referido a factores estructurales del sistema social; la posición socioeconómica que abarca la clase social, el estatus socioeconómico, el género o la etnia; y los determinantes intermedios que producidos por la estructura social, influyen a su vez en las desigualdades en salud.

Una de las dimensiones del gradiente social en salud que ha generado mayor interés es la relación entre renta y salud, tanto a nivel agregado como individual (Organización Mundial de la Salud, 2009 y Subramanian et al., 2004). En este sentido, suelen distinguirse dos enfoques: la hipótesis de renta absoluta (HRA) y la hipótesis de renta relativa (HRR).

La HRA postula que incrementos adicionales de renta individual están positivamente asociados con la salud pero de forma decreciente, es decir la salud de un individuo mejora con su nivel de renta, aunque cada vez a un ritmo más lento (Organización Mundial de la Salud, 2009).

La HRR considera que 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.

Los individuos que comparten un mismo contexto (por ejemplo que viven en el mismo barrio, región o estado) son influidos de forma homogénea por éste. Así, los habitantes de un territorio tienen pautas de conducta más parecidas entre sí que los pertenecientes a otro. Por ello, es importante considerar tanto variables individuales como de contexto, cuando se estudian las desigualdades en salud. Una aproximación metodológicamente atractiva para contrastar el impacto de la renta personal y de la desigualdad de renta, son los modelos multinivel, que permiten analizar simultáneamente, la influencia en una variable dependiente de varias variables de distinto nivel (Goldstein, 2009).

Hay dos tipos de indicadores de desigualdad de renta: positivos y normativos. Los indicadores positivos se basan en algunos aspectos conceptuales de la estadística, y suelen ser alguna medida estadística de dispersión. Los indicadores de desigualdad de renta normativos hacen referencia a juicios de valor basados en la estimación de una función de bienestar e interpretan la desigualdad como una pérdida de bienestar colectivo potencial (Dalton, 1920; Atkinson, 1970; Sen, 1973).

El capital social es probablemente la variable mediadora más utilizada entre la desigualdad de la renta y la salud individual. No existe una definición clara y consensuada del capital social, aunque se pueden identificar dos enfoques: el sociológico y el económico.

El concepto de privación se refiere a carencias socioeconómicas en un área geográfica determinada, considerándose tanto la privación material como social. La primera suele

comprender la falta relativa de bienes, recursos o servicios que están ampliamente extendidos en una sociedad, mientras la segunda se refiere a la exclusión social derivada de pertenecer a una determinada clase, género u otros rasgos sociales (Domínguez-Berjón y Borrel, 2005).

En relación a las diferentes medidas de salud, tradicionalmente se ha utilizado al mortalidad para contrastar las HRA e HRR (Wilkinson, 1996). Como alternativa se ha utilizado la salud autopercebida. Esta medida de salud ha sido usada ampliamente en estudios de ámbito nacional e internacional, dado que habitualmente se recoge en las encuestas (Hua Jen et al., 2009a; Hua Jen et al., 2009b y Zheng, 2009). La enfermedad crónica ha sido utilizado de forma más limitada en la literatura (Strum y Gresenz, 2002 y Stoyanova y Díaz Serrano, 2008). Otra medida de salud es la incapacidad para trabajar y como consecuencia la posibilidad de cobrar una pensión de incapacidad permanente o de invalidez.

Esta tesis recoge un conjunto de trabajos que amplían la limitada evidencia empírica en España sobre la asociación entre desigualdades socioeconómicas y salud. La tesis recoge cuatro estudios, cuyos principales resultados se recogen a continuación.

El objetivo del primer estudio es contrastar la influencia que sobre la salud ejerce la renta personal (HRA), las desigualdades de renta y el bienestar (hipótesis de desigualdad de renta, HDR). La base de datos empleada es la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2007. Se utiliza un modelo logit de regresión multinivel con dos especificaciones alternativas de la variable dependiente: la salud autopercebida y las enfermedades crónicas. La población objeto de estudio está constituida por 28,023 personas mayores de 16 años, en las 17 comunidades autónomas de España.

Los resultados de este estudio 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 es estadísticamente significativa para el estado de salud autopercebido. Sin embargo, la renta per cápita y el bienestar per cápita actúan como factores protectores de la enfermedad crónica. 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 en el caso de la enfermedad crónica, lo que sugiere que los resultados son contingentes a la variable *proxy* de salud estimada. La inclusión de las variables retardadas permite concluir que tanto la renta per cápita como el bienestar per cápita afectan a la enfermedad crónica con hasta 17 años de retardo. Estos resultados señalan los potenciales efectos a largo plazo de las desigualdades de renta y de bienestar a nivel regional sobre la salud de los individuos residentes en ellas.

Este estudio contribuye a aumentar la escasa evidencia empírica en España sobre la influencia de la renta y de las desigualdades en renta a nivel regional en la salud de la población.

El segundo trabajo de esta tesis contrasta la influencia sobre la salud de las personas mayores, de la renta personal (HRA), la desigualdad de renta y el bienestar (HDR) y el capital social. Se utilizan modelos logit de regresión multinivel transversales separados para mujeres y hombres, de acuerdo a un análisis previo que mostró que había diferencias considerables entre ambos. La base de datos es la Encuesta de Condiciones de Vida del 2007. La población objeto de estudio está constituida por 6,259 personas mayores de 65 años, en las 17 comunidades autónomas de España.

Los resultados de este estudio confirman la HRA: la renta individual se asocia positivamente con la salud. Igualmente, el nivel educativo está estadísticamente asociado a la salud autopercebida: a mayor nivel educativo, mejor valoración de la salud.

La HDR se confirma parcialmente, se observa una asociación significativa entre el índice de Gini y el bienestar per cápita, a nivel regional, y la salud autopercebida de los mayores, si bien sólo para las mujeres. En relación al capital social, se han considerado dos aproximaciones: el valor de los servicios de capital social per cápita y el porcentaje de mayores de 65 años que pertenecen a alguna asociación, estando ambas estadísticamente asociadas con la salud autopercebida de las mujeres. Los resultados sugieren por tanto una mayor asociación entre la desigualdad de renta y el capital social y la salud autopercebida de las mujeres, frente a la de hombres mayores de 65 años.

Este estudio es el primer trabajo que contrasta la relación entre la renta individual, la desigualdad de renta, el capital social regional y la salud autopercebida de las personas mayores en España.

Respecto del tercer estudio presentado en esta tesis, en él se investiga qué variables están asociadas con la probabilidad de que los individuos residentes en Andalucía tengan una pensión de invalidez o de incapacidad permanente (PI). Para ello se utiliza la Base de Datos Longitudinal de la Población Andaluza (BDLPA) del año 2001. La base de datos definitiva está constituida por 467,013 personas de entre 18 y 65 años. Estas personas vivían en 200,560 hogares, en 5,380 secciones censales, en 769 municipios de las ocho provincias de Andalucía. Se emplean modelos multinivel para estudiar qué variables individuales y contextuales están asociadas con la probabilidad de tener una PI y hasta qué punto el contexto (la provincia, el municipio, la sección censal –barrio- y el

hogar) es relevante para explicar las diferencias individuales en la probabilidad de tener una pensión de invalidez.

Los resultados muestran que la variabilidad a nivel individual en la probabilidad de tener una PI que se puede atribuir al nivel de municipio, sección censal y hogar representan el 2.8, 6.2 and 30.5%, respectivamente. Los hombres tienen una probabilidad 2.8 veces mayor que las mujeres de tener una PI y dicha probabilidad aumenta 36% cuando se pasa de un grupo de edad a otro. El nivel educativo actúa como un factor protector, cuanto mayor el nivel educativo, menor la probabilidad de PI.

La posición socioeconómica del hogar está significativamente asociada con la probabilidad de tener una PI. Los individuos que viven en hogares que disponen de una segunda vivienda, más allá de la principal, presentan una reducida probabilidad de tener PI. Los individuos de hogares que no disponen de al menos un vehículo de motor presentan el doble de probabilidad de tener una PI que los que viven en hogares que disponen de vehículos de motor.

Se ha contrastado la influencia de la privación del barrio en la probabilidad de tener una PI, encontrando que los individuos que viven en los barrios con mayor nivel de privación presentan un 31% de mayor probabilidad que los que viven en barrios con menor nivel de privación.

Este es el primer estudio que analiza las diferencias socioeconómicas y geográficas en la PI en Andalucía.

Finalmente, el último capítulo de esta tesis elabora el diseño metodológico para el estudio del impacto de la actual crisis económica, iniciada en el año 2007, en la salud de los españoles. Se estudiarán los posibles efectos adversos que el deterioro del mercado

laboral, el incremento del desempleo y la precariedad laboral, pueden tener sobre la salud de los individuos residentes en España. Para ello se estudiará el impacto del desempleo y de la precariedad, al igual que el de variables regionales de estructura del mercado laboral, del gasto social y del capital social, en la salud de los españoles, tanto a nivel individual y de comunidad autónoma. La base de datos utilizada será la Encuesta de Condiciones de Vida (2007-2010). Para ello se utilizarán métodos estadísticos multinivel transversales (dos niveles) y longitudinales (tres niveles) con dos especificaciones distintas, multinivel lineal y multinivel logístico. Las variables dependientes consideradas serán la salud autopercebida, la enfermedad crónica y la limitación funcional. Las variables independientes individuales consideradas serán las relacionadas con las características sociodemográficas, socioeconómicas, desempleo, precariedad laboral y capital social individual. Las variables agregadas regionales serán las referidas a la estructura del mercado laboral, el gasto social y el capital social.

INTRODUCCIÓN

La presente tesis desarrolla un conjunto de investigaciones que amplían la escasa evidencia empírica sobre la asociación entre desigualdad socioeconómica y salud en España.

El objetivo del primer estudio es contrastar la asociación entre la salud y la renta personal (hipótesis de la renta absoluta, HRA), las desigualdades de renta y el bienestar (hipótesis de desigualdad de renta, HDR). Se ha utilizado la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2007. Se ha estimado un modelo logit de regresión multinivel con dos especificaciones alternativas de la variable dependiente: la salud autopercebida y las enfermedades crónicas. La población objeto de estudio está constituida por 28.023 personas mayores de 16 años, en las 17 comunidades autónomas de España.

El segundo trabajo contrasta la influencia sobre la salud de las personas mayores, de la renta personal (HRA), la desigualdad de renta y el bienestar (HDR) y el capital social. Se han estimado modelos logit de regresión multinivel transversales, de forma separada entre mujeres y hombres. Al igual que en el estudio anterior, la base de datos utilizada es la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2007. La muestra consiste en 6,259 personas mayores de 65 años, residentes en España.

Los primeros dos estudios (recogidos en los capítulos tres y cuatro) han sido realizados en el ámbito de los proyectos de investigación “Análisis multinivel de la influencia de las desigualdades socioeconómicas a nivel de Comunidad Autónoma de los españoles 2004-2008” (0309/2009), financiado por la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía (Investigador Principal, IP, José Jesús Martín Martín), e “Influencia de género, estatus, estilo de vida y desigualdad social territorial sobre el estado de salud percibida en Andalucía y las otras Comunidades Autónomas (1987-2006)” (3255),

financiado por el Centro de Estudios Andaluces (IP José Jesús Martín Martín), ambos liderados por José Jesús Martín Martín y en los que ha colaborado María del Puerto López del Amo González.

En el tercer estudio presentado en esta tesis se investiga qué variables están asociadas con la probabilidad de los individuos residentes en Andalucía de tener una pensión de invalidez o de incapacidad permanente (PI). Para ello se utiliza la Base de Datos Longitudinal de la Población Andaluza (BDLPA) del año 2001. La base de datos definitiva está constituida por 467,013 personas de entre 18 y 65 años. Se han empleado modelos multinivel para estudiar qué variables individuales y contextuales están asociadas con la probabilidad de tener una PI y hasta qué punto el contexto (la provincia, el municipio, la sección censal –barrio- y el hogar) es relevante para explicar las diferencias individuales en la probabilidad de tener una pensión de invalidez.

Este estudio (recogido en el capítulo cinco de esta tesis) ha sido realizado en el marco de un proyecto de investigación financiado por el Consejo de Vida Laboral e Investigación Social de Suecia (FAS) [Dnr: 2010-0402, IP Juan Merlo], el Consejo de Investigación de Suecia (VR) [Dnr K2011-69X-15377-07-6, IP Juan Merlo], el Centro de Demografía Económica (CED), de la Universidad de Lund [una de las becas Linnaeus del Consejo de Investigación de Suecia, 2006] y el Ministerio de Ciencia e Innovación de España (CSO2008-06130/SOCI, CSO2010-11485-E y CSO2011-29970). Ha sido liderado por Juan Merlo y han participado Francisco J. Viciano Fernández, Diego Ramiro Fariñas y Sol Pia Juárez. La fuente de datos para este trabajo ha sido elaborada en el ámbito del proyecto de colaboración entre el Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía y el Consejo Superior de Investigaciones Científicas de

España para el desarrollo de un "Sistema de Estadísticas Longitudinales de Población en Andalucía".

El último capítulo de esta tesis elabora el diseño metodológico para el estudio del impacto de la actual crisis económica, iniciada en el año 2007, en la salud de los españoles. Se estudiarán los posibles efectos adversos que el deterioro del mercado laboral, el incremento del desempleo y la precariedad laboral, pueden tener sobre la salud de los individuos residentes en España.

El texto se organiza de la siguiente manera: El primer capítulo presenta el marco conceptual para el estudio de las desigualdades sociales en salud. El segundo capítulo desarrolla la metodología empleada en esta tesis; los modelos multinivel. El capítulo tres recoge el contraste de las HRA y HDR a nivel regional en España. En el cuarto capítulo se presenta el estudio de la influencia de la renta personal (HRA), la desigualdad de renta (HDR) y el capital social en la salud de los mayores de 65 años en España. El capítulo cinco recoge el estudio de las diferencias socioeconómicas u geográficas en la probabilidad de tener una pensión de incapacidad permanente o de invalidez en Andalucía. El último capítulo abarca el diseño metodológico para el estudio del impacto de la actual crisis en la salud, a través de la medición del impacto del desempleo y la precariedad laboral, a nivel individual, y las variables que definen la estructura del mercado laboral, el gasto social y el capital social, a nivel regional en la salud de los españoles.

OBJETIVOS

Los objetivos de esta tesis son:

- ✓ Contrastar la hipótesis de la renta absoluta (HRA) en España para el año 2007.
- ✓ Contrastar la hipótesis de la desigualdad de renta (HDR) a nivel regional en España para el año 2007, empleando un amplio número de indicadores, tanto positivos como normativos, de desigualdad económica.
- ✓ Utilizar diferentes variables dependientes (salud percibida, enfermedad crónica, pensión de invalidez) que permite comprobar la contingencia de los resultados ante cambios en la variable de salud utilizada.
- ✓ Analizar la influencia de las variables regionales de desigualdad de renta retardadas en la salud.
- ✓ Contrastar la relación entre la renta individual (HRA), la desigualdad de renta regional (HDR), la variable mediadora del capital social y la salud autopercebida de la población mayor de 65 años en España en el año 2007.
- ✓ Analizar las diferencias socioeconómicas y contextuales en la pensión de incapacidad permanente o de invalidez (PI) en Andalucía para el año 2001.
- ✓ Analizar la relevancia de las provincias, los municipios, los vecindarios y los hogares para explicar la variación individual en la probabilidad de tener una PI.
- ✓ Diseñar metodológicamente el estudio del impacto del deterioro del mercado laboral y del aumento del desempleo, debido a la crisis actual, en la salud de los españoles en el período 2007-2010.

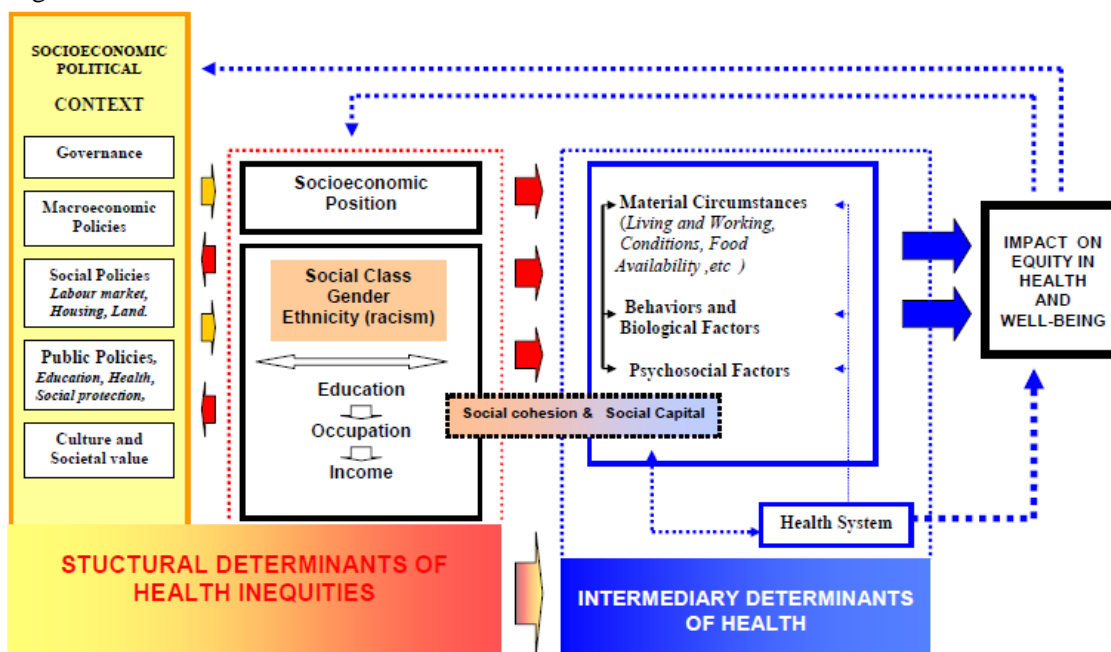
CAPÍTULO 1: MARCO TEÓRICO

Desigualdades sociales en salud

El estudio de las desigualdades sociales en salud se ha convertido en una de las líneas de investigación más intensas en ciencias sociales, desde los trabajos de Marmot (Marmot y Theorell, 1988). Para la mayoría de países donde hay datos disponibles, se identifican diferencias significativas en salud entre grupos socioeconómicos, encontrándose una relación positiva entre renta y salud (Organización Mundial de la Salud, 2009). Existe, por tanto, un gradiente social en salud que hace que los individuos más pobres presentan peor salud (Rico et al., 2005).

Para estudiar el impacto de las desigualdades sociales en salud y establecer políticas sanitarias basadas en la mejor evidencia disponible se han desarrollado varios esquemas conceptuales y metodológicos (Soler y Irwin, 2007 y Borrell et al., 2004). El propuesto por la Organización Mundial de la Salud (2007) distingue tres elementos: el contexto socioeconómico y político, referido a factores estructurales del sistema social; la posición socioeconómica, que abarca la clase social, el estatus socioeconómico, el género o la etnia; y los determinantes intermedios que producidos por la estructura social, influyen a su vez en las desigualdades en salud. La figura 1 resume los elementos contenidos en el marco conceptual de la Comisión de Determinantes Sociales de Salud de la Organización Mundial de la Salud (2007) y resume los principales grupos de determinantes de la salud, al igual que los procesos que generan las desigualdades en salud.

Figura 1: Marco conceptual de la Comisión de Determinantes Sociales de Salud de la Organización Mundial de la Salud.



Fuente: Organización Mundial de la Salud (2007). Discussion paper for the Commission on Social Determinants of Health, DRAFT. Abril 2007. Disponible en http://www.who.int/social_determinants/resources/csdh_framework_action_05_07.pdf a 14 de enero de 2012

Los mecanismos sociales, económicos y políticos determinan la posición socioeconómica del individuo clasificándolo en función de su nivel educativo, su ocupación y su género, entre otros factores. Por su parte, esta posición socioeconómica determina la vulnerabilidad del individuo a determinadas condiciones de salud, lo cual, determina el estado de salud del mismo (Organización Mundial de la Salud, 2007). Por otro lado, esta relación también se da a la inversa: la mala salud puede afectar al estatus socioeconómico de los individuos, por ejemplo condicionando las oportunidades de empleo de los individuos o comprometiendo sus ingresos.

Según este marco conceptual, para estudiar qué variables están asociadas con la salud individual, es importante entender que la salud de los individuos no sólo depende de los propios individuos, sino que puede ser consecuencia del contexto en el que viven. Individuos que viven en el mismo vecindario tienden a parecerse más entre sí que

individuos en otros vecindarios. Por un lado porque individuos similares tienden a mudarse a las mismas áreas y, por otro lado, porque los individuos que viven en la misma área comparten características que pueden influir en su salud, más allá de las características puramente individuales. En los capítulos tres, cuatro y seis de esta tesis, los análisis se han llevado a cabo a nivel nacional, considerando la comunidad autónoma como el contexto relevante para estudiar las diferencias individuales en salud. En el capítulo cinco, en el que el estudio se ha llevado a cabo con datos de Andalucía, los contextos considerados son el hogar en el que vive el individuo, la sección censal o el barrio, el municipio y, por último, la provincia.

Renta y desigualdad de renta

Una de las dimensiones del gradiente social en salud que ha generado mayor interés es la relación entre renta y salud, tanto a nivel agregado como individual (Organización Mundial de la Salud, 2009 y Subramanian et al., 2004). En este sentido, suelen distinguirse dos enfoques: la hipótesis de renta absoluta (HRA) y la hipótesis de renta relativa (HRR).

La HRA se focaliza en la perspectiva individual, asumiendo que lo que incide en la salud de una persona son sus propias características, entre otras su nivel de renta. Alternativamente, la HRR enfatiza la importancia de las características contextuales de la región en la que reside una persona, ya sea su barrio, su provincia, su comunidad autónoma o su país.

La HRA postula una relación cóncava entre salud y renta personal, lo que implica que incrementos adicionales de renta individual están positivamente asociados con la salud pero de forma decreciente, es decir la salud de un individuo mejora con su nivel de renta, aunque cada vez a un ritmo más lento (Organización Mundial de la Salud, 2009).

A nivel agregado esto supone una relación inversa entre desigualdad en renta y salud media (Wagstaff y van Doorslaer, 2000). La investigación empírica ha generado un sólido, aunque no unánime, respaldo a esta hipótesis (Furnee et al., 2010; Jones y Wildman, 2008 y Mackenbach et al., 2005).

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

Existen al menos tres formas diferentes de definir la HRR: la hipótesis de la privación, la hipótesis de la posición relativa, y la hipótesis de la desigualdad de renta.

La primera está vinculada al concepto de privación y suele definirse en relación a un nivel de renta o nivel de vida que establece la línea de pobreza de la comunidad considerada. Según esta hipótesis es la diferencia entre la posición de la persona y la línea de pobreza la que afecta al estado de salud del mismo. El estudio de las relaciones entre privación y estado de salud busca determinar la manera en que el entorno social, educativo o económico, incide en los habitantes de forma individual o colectiva, en una zona geográfica determinada.

La llamada hipótesis de la posición relativa o privación relativa, sostiene que no sólo importa la renta individual sino el lugar que se ocupa en la distribución de la renta. Lo

que importa por tanto 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 genera estrés socioeconómico con efectos negativos en la salud y el estilo de vida, como bajas defensas inmunológicas, consumo de alcohol y drogas o un comportamiento violento (McCord y Freeman, 1990). La teoría de la posición 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 también los efectos psicológicos negativos como consecuencia del sentimiento de inferioridad económica y social (Blanco, 2006). Pueden caracterizarse tres variantes de esta hipótesis según el nivel de agregación geográfico considerado. La primera se focaliza en la posición de la persona en la distribución nacional de la renta; la segunda considera que es la posición de la persona en la distribución de la renta a nivel regional o local lo determinante; finalmente la tercera variante postula que es la posición relativa que ocupa la localidad o la región frente al país lo realmente relevante.

Finalmente la hipótesis de la desigualdad de renta o hipótesis de Wilkinson 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. Por tanto, en los países desarrollados, las áreas geográficas con una mayor desigualdad de renta presentan niveles inferiores de salud poblacional (Wagstaff y van Doorslaer, 2000). 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). En esta tesis, los estudios se centran en el contraste de la hipótesis de desigualdad de renta o hipótesis de Wilkinson (capítulos tres y cuatro) y en la hipótesis de la privación (capítulo cinco).

Recientes revisiones sistemáticas (Organización Mundial de la Salud, 2009; Wilkinson y Pickett, 2006; Subramanian y Kawachi, 2004) identifican numerosos trabajos empíricos tanto favorables como contrarios a la HDR. A modo de ejemplo, mientras que Hernández Quevedo et al (2008), Mackenbach et al (2008), Wilkinson y Pickett (2008), Babones (2008), entre otros encuentran evidencia de que se cumpla, autores como Hua Jen et al (2009a), Beckfield (2004), Gravelle et al (2002), Wildman (2003) y Mellor y Milyo (2001), llegan a resultados contrarios. Los resultados obtenidos parecen ser contingentes a las variables utilizadas, en particular las medidas de la salud y los índices de desigualdad de renta y otras variables ecológicas, al nivel geográfico (local, regional o entre países), y a algunos aspectos metodológicos.

Métodos multinivel

Los individuos que comparten un mismo contexto (por ejemplo que viven en el mismo barrio) son influidos de forma homogénea por éste. Así, los habitantes de un territorio tienen pautas de conducta más parecidas entre sí que los pertenecientes a otro. Por un lado porque individuos que son similares tienden a mudarse a los mismos barrios y, por otro, porque los individuos que viven en los mismos barrios comparten las mismas características, lo cual puede que afecte a su salud más allá de las características puramente individuales.

La utilización de bases de datos agregadas para contrastar la HDR puede dar lugar a errores de estimación, incurriendo en una falacia ecológica al atribuir a la salud de las

personas relaciones que sólo tienen sentido a nivel agregado. Por otro lado, cuando sólo se trabaja con datos individuales se ignoran variables del contexto que pueden ejercer una gran influencia en el estudio y se puede incurrir en la denominada falacia atomista que supone efectuar una interpretación agregada a partir de datos individuales, aunque esta también puede darse cuando se agregan datos de distintas subpoblaciones como si fueran una. En este sentido, es preciso por tanto disponer de información tanto del individuo como del contexto, en nuestro caso del barrio, censo, municipio o comunidad autónoma, al que pertenece el individuo. Es al combinar datos individuales y datos agregados que se evitan los problemas de la falacia atomista y ecológica. Sin embargo, cuando se combinan datos individuales con variables agregadas los métodos de estimación econométrica clásicos pueden obtener resultados espurios. Una aproximación metodológicamente atractiva para contrastar la HRA y la HDR son los modelos multinivel, que permiten analizar simultáneamente, la influencia en una variable dependiente de varias variables de distinto nivel (Goldstein, 2009).

Medidas de desigualdad de renta

Hay dos tipos de indicadores de desigualdad de renta: positivos y normativos. Los indicadores positivos se basan en algunos aspectos conceptuales de la estadística, y suelen ser alguna medida estadística de dispersión. El indicador positivo de desigualdad de renta más utilizado es probablemente el índice de Gini.

Los indicadores de desigualdad de renta normativos hacen referencia a juicios de valor basados en la estimación de una función de bienestar e interpretan la desigualdad como una pérdida de bienestar colectivo potencial (Dalton, 1920; Atkinson, 1970; Sen, 1973). Estos índices se basan en el uso de funciones de bienestar social que reflejan los juicios de valor implícitos acerca de la relación entre desigualdad y bienestar. En el capítulo

tres se han desarrollado las medidas positivas y normativas de desigualdad de renta utilizadas en esta tesis.

Capital social

El capital social es probablemente la variable mediadora más utilizada entre la desigualdad de la renta y la salud individual. El concepto de capital social es polisémico, sin que exista una definición clara y consensuada, lo que ha generado diversas aproximaciones, tanto desde un punto teórico como empírico (Ayerbe et al., 2005). Su origen se debe a Hanifan, que en 1916, definía el capital social como “aquellos elementos tangibles que cuentan sumamente en la vida diaria de las personas, a saber, la buena voluntad, la camaradería, la comprensión y el trato social entre individuos y familias, características constitutivas de la unidad social entre individuos y familias, [...] La comunidad en su conjunto se beneficiará de la cooperación de todas sus partes, mientras que el individuo encontrará al asociarse las ventajas de la ayuda, la comprensión y la camaradería de sus vecinos [...]”.

Posteriormente los trabajos de diversos autores (Bourdieu, 1980; Coleman, 1990; Putnam, 1995) lo han desarrollado hasta convertirlo en un concepto clave en ciencias sociales. A grandes rasgos se pueden distinguir dos aproximaciones básicas al mismo, la perspectiva sociológica y la perspectiva económica.

La perspectiva sociológica se centra en el uso por parte del individuo de las relaciones interpersonales para acceder a recursos o alcanzar determinados fines socialmente deseados. Para Bourdieu (1980) el capital social es un recurso acumulable, susceptible de inversión a lo largo del tiempo, que se caracteriza por la acumulación de recursos reales o potenciales ligados a la posesión de una red duradera de relaciones, y reconocimiento mutuo. Como con el capital económico, uno podría invertir en capital social y utilizarlo

para aumentar su posición social en una comunidad o sociedad. Coleman (1990) lo define como: “aquellas características de la estructura social, como la confianza, las normas y sanciones, instituciones y canales de información que constituyen un activo de capital para el individuo y facilitan ciertas acciones comunes de quienes conforman esa estructura”. Para Robert Putnam (1995) el capital social es el conjunto de “características de la organización social tales como las redes, normas y confianza social que facilitan la coordinación y cooperación para el beneficio mutuo”.

Sorprendentemente hasta la última década del siglo XX la literatura económica apenas ha prestado atención al concepto, siendo sin embargo la disciplina que más ha desarrollado el concepto de capital y su medición, desde los economistas clásicos hasta la actualidad, proporcionando una amplia gama de términos basados en la idea clásica de capital: capital financiero, capital humano, capital público, capital salud, capital relacional, etc. La falta de interés por el concepto está sin duda relacionado con la dificultad de encajar el concepto de capital social en el programa de investigación de la economía neoclásica, abrumadoramente predominante en el ámbito académico (Arrow, 1999; Solow, 1999). Como ha sugerido Stiglitz (2002), el capital social requiere distanciarse de la hipótesis de agentes maximizadores y egoístas para incorporar la influencia mutua y las relaciones de reciprocidad entre los mismos en entornos caracterizados por la incertidumbre y las asimetrías de información.

Durante las últimas décadas el interés por el capital social ha aumentado sobre todo en las aproximaciones provenientes de la economía de la organización y las instituciones, en las que juega un papel crucial en la reducción de los costes de transacción. Una comunidad con un importante stock de capital social, tendrá menores costes de transacción en la realización de acuerdos e intercambios que otra con débiles relaciones

de confianza y reputación entre sus miembros, como consecuencia, el funcionamiento de los mercados será más eficiente. Si un individuo confía en otro porque tiene una expectativa de reciprocidad de trato favorable, esa relación social es para aquel como si poseyera un activo en relación con éste, un capital social que reduce costes.

Distintas instituciones internacionales como la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y el Banco Mundial, han abordado la conceptualización y medición del capital social. El capital social es definido por la OCDE(2010) como las redes junto con normas, valores y opiniones que facilitan la cooperación dentro y entre los grupos. Según el Banco Mundial, el capital social se refiere, a las instituciones, relaciones y normas que conforman la calidad y cantidad de interacciones sociales de una sociedad. No obstante, no se dispone de una definición consensuada en la literatura, si bien es posible encontrar características comunes, como la prevalencia de la confianza social y la reciprocidad en el comportamiento social, la eficacia colectiva y la densidad del tejido asociativo (Stoyanova y Díaz Serrano, 2008).

Desde la perspectiva económica el trabajo de Pérez et al, (2005) ha supuesto una interesante aportación metodológica y empírica. El valor del capital social, el flujo de servicios más que el volumen, se puede estimar de manera análoga a los activos de capital físico. El componente esencial es el número de relaciones de confianza recíproca ya que la capacidad de prestar servicios del capital social de un individuo dependerá también del número de relaciones de confianza recíproca que establece con otros y será mayor cuanto más elevado sea el número de conexiones. Los autores, utilizando una metodología similar a la empleada para la medición del resto de capitales acumulados, han definido un conjunto de variables cuya interrelación define el capital social. Este enfoque permite utilizar una medida homogénea de capital social, tanto a lo largo del

tiempo, como a nivel regional y provincial y es una de las utilizadas en esta tesis. El capítulo cuatro analiza la asociación entre el capital social regional y la salud de las personas mayores de 65 años. En este capítulo se recogen las variables de capital social utilizadas para su estudio y su definición.

Privación

El concepto de privación se refiere a carencias socioeconómicas en un área geográfica determinada, considerándose tanto la privación material como social. La primera suele comprender la falta relativa de bienes, recursos o servicios que están ampliamente extendidos en una sociedad, mientras la segunda se refiere a la exclusión social derivada de pertenecer a una determinada clase, género u otros rasgos sociales (Domínguez-Berjón y Borrel, 2005).

El estudio de la relación entre privación y estado de salud busca determinar la manera en que el entorno social, educativo o económico, incide en los habitantes en una zona geográfica determinada. Por ejemplo, Humphreys y Carr-Hill (1991) determinaron un efecto negativo significativo del desempleo, de alquiler de la vivienda, no tener coche y pertenecer a una clase social baja en la salud autopercebida.

Tradicionalmente, la medición de la privación se ha realizado con indicadores simples relativos al nivel de ingresos, educación, clase social, tasa de desempleo, etc. (Perotti, 1993; Dunleavy, 1979 y Coburn, 2000). La principal limitación de estos indicadores simples es que, dado que el concepto de privación es fuertemente multidimensional, es que no son capaces de recoger toda su magnitud. Como alternativa se han elaborado índices sintéticos, siendo las técnicas más utilizadas, la suma de variables tipificadas y el análisis de componentes principales.

En el capítulo cinco de esta tesis, siguiendo a Ocaña-Riola (2008), se ha creado un índice de privación, compuesto por la proporción de individuos con bajo nivel educativo, la proporción de desempleados y la proporción de trabajadores manuales.

Medidas de salud

Tradicionalmente, siguiendo los trabajos de Wilkinson (1996), se ha utilizado la mortalidad para contrastar las HRA y HDR. Sin embargo, en España, no es posible con las actuales bases de datos relacionar esta variable con información individual sobre ingresos, educación, etc.

Por ello, en esta tesis se han utilizado varias *proxies* de salud. En primer lugar, en los capítulos tres y cuatro, se ha utilizado la salud autopercebida. Esta medida de salud ha sido usada ampliamente en estudios de ámbito nacional e internacional, dado que habitualmente es recogida en las encuestas (Hua Jen et al., 2009a; Hua Jen et al., 2009b y Zheng, 2009).

Goldstein et al (1984) y Wilson et al (1995) consideran la salud autopercebida como “una medida fiable y robusta del estado de salud general” dada su íntima conexión con la salud interpretada en sentido amplio, incluyendo cuestiones físicas, mentales y sociales de la salud. Existe evidencia de que es buena *proxy* de mortalidad, morbilidad (Idler et al, 1997), utilización de la atención primaria (Miilunpalo et al, 1997) y otras medidas objetivas de salud (Zimmer et al., 2000).

En el capítulo tres se utiliza, además de la salud autopercebida, el hecho de que un individuo sufra de una enfermedad crónica o no. La enfermedad crónica ha sido utilizada de forma más limitada en la literatura (Strum y Gresenz, 2002 y Stoyanova y Díaz Serrano, 2008).

Otra medida de salud es la incapacidad para trabajar y la posibilidad de cobrar una pensión de incapacidad permanente o de invalidez. La pensión de incapacidad permanente es una pensión contributiva percibida por el trabajador que presenta una incapacidad que disminuya o anule su capacidad de trabajo. Los individuos que no han cotizado nunca o que no lo han hecho el tiempo suficiente para alcanzar la prestación contributiva, tienen derecho a una prestación de invalidez no contributiva (Ministerio de Trabajo e Inmigración, 2001). Como *proxy* de salud en el capítulo cinco se ha considerado la pensión de incapacidad permanente o de invalidez.

Desempleo, precariedad laboral y salud

Finalmente, la actual crisis económica ha provocado un rápido incremento del desempleo y de la precariedad laboral, lo cual puede tener efectos adversos sobre la salud de las poblaciones (Organización Mundial de la Salud, 2009b y 2009c).

Para estudiar el impacto del desempleo y la precariedad laboral en la salud y establecer políticas basadas en la mejor evidencia disponible, se han desarrollado varios esquemas conceptuales y metodológicos. La Organización Mundial de la Salud (2007) distingue entre dos marcos teóricos, uno a nivel individual y otro a nivel contextual.

Algunos estudios se han centrado en el primero de los dos, estudiando la relación entre el desempleo, como consecuencia de las crisis económicas, y el estado de salud de las personas, encontrando que el desempleo provoca un aumento de la mortalidad general, por suicidio y otros problemas de salud (Lundin et al. 2010, Bambra et al. 2009, Brenner 2005, Brenner 1979, Broom et al. 2006).

En relación al segundo marco teórico propuesto por la Organización Mundial de la Salud, la comunidad autónoma de residencia puede actuar como un factor de influencia

que modere los efectos adversos en la salud del desempleo y de la precariedad laboral mediante políticas de gasto social. El objetivo del último capítulo de esta tesis (capítulo seis) es desarrollar la metodología para estimar las relaciones entre el desempleo y la precariedad laboral, a nivel individual, y las características del mercado laboral, el gasto social y el capital social, a nivel regional, y la salud de las personas, lo que permitiría fundamentar mejor las decisiones políticas para afrontar los efectos de la crisis económica.

CAPÍTULO 2: METODOLOGÍA MULTINIVEL

Los modelos de regresión estadística multinivel resuelven algunos de los problemas que se presentan cuando se utilizan modelos de estimación de un único nivel a datos que son jerárquicos, en particular problemas estadísticos de correlación entre los individuos en la estimación de los mínimos cuadrados ordinarios y problemas conceptuales como la falacia ecológica y atomista. Los modelos multinivel permiten determinar el efecto directo de las variables explicativas individuales y de grupo (Goldstein, 2009), así como determinar qué porcentaje de la variabilidad explicada es imputable al individuo y qué porcentaje es imputable al grupo.

Los objetivos del análisis multinivel son combinar información de diversos niveles, analizar las relaciones entre los niveles macro y micro y estimar la varianza de cada uno de los niveles. La metodología empleada en esta tesis es la metodología multinivel de regresión lineal y logística.

Modelo multinivel de regresión lineal

El modelo lineal multinivel se formula

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

donde, $e_{ij}+u_{0j}$ es el error aleatorio que se descompone como suma de dos términos, el término e_{ij} que muestra la variabilidad correspondiente al nivel 1, y el término u_{0j} que mide la variabilidad correspondiente al nivel 2. Estos errores se distribuyen de forma independiente siguiendo distribuciones normales con medias 0 y varianzas σ_e^2 y σ_{u0}^2 .

Modelo multinivel de regresión logística

El modelo multinivel de regresión logística 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 π_{ij} es la probabilidad de presentar la característica de interés para el sujeto i del nivel j (por ejemplo la comunidad autónoma).

Analíticamente:

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

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.

La probabilidad de que un individuo i en la unidad j presente la característica de interés es:

$$\pi_{ij} = (1 + \exp(-(X_{ij}\beta)))^{-1}$$

donde $X_{ij}\beta$ es la fila ij del componente de la predicción lineal con coeficientes fijos.

Odds ratios y efectos marginales

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

marginales miden la asociación entre las variables independientes y la variable dependiente respecto al individuo base.

Términos de interacción

Se realiza un análisis de los efectos cruzados o la interacción multinivel entre las variables contextuales individuales significativas. Para ello se estima un término de interacción, que, en el caso de ser significativo, cuantifica la diferencia en la influencia de la variable contextual sobre la variable individual, según se viva en una región o en otra. Analíticamente, el término de interacción se define como:

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

Efectos aleatorios

Se analiza si alguno de los coeficientes asociados a las variables explicativas es aleatorio. El coeficiente β_p se reemplaza por $\beta_p = \gamma_p + u_{pj}$, de tal manera que si alguno de los coeficientes fuera aleatorio el modelo de regresión multinivel lineal quedaría de la siguiente forma:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^K \gamma_k X_{kij} + \sum_{h=1}^H \gamma_h Z_{hj} + (u_h Z_{hj} + e_{ij} + u_{0j})$$

Para analizar el efecto aleatorios de alguna de las variables en el modelo de regresión logística, se introducen en el modelo de la misma forma que en el modelo lineal.

Efecto retardado de las variables contextuales

Las variables contextuales pueden tener un efecto en la salud de los individuos a largo plazo. Por ejemplo, la desigualdad de la renta puede actuar de forma retardada, influyendo en la salud de los individuos años o décadas más tarde. Por ello, se analiza la influencia que los valores actuales y retardados de las variables contextuales tienen sobre la salud actual de las personas, lo cual proporciona una perspectiva temporal y dinámica al estudio.

El análisis de la varianza

El análisis de los efectos contextuales específicos supone estudiar la asociación entre una variable de salud individual y una variable contextual (por ejemplo de desigualdad de la renta). Su estudio es importante, dado que permite determinar si una determinada variable contextual es relevante para explicar las variaciones en la salud individual.

No obstante, el análisis de los efectos contextuales específicos debe combinarse con el análisis del efecto contextual general (Merlo et al., 2009), que consiste en cuantificar en qué medida el contexto (por ejemplo el barrio) condiciona la variable individual dependiente (por ejemplo la mala salud autopercebida), sin especificar ninguna otra característica del contexto que las propias fronteras que definen el contexto. Para ello se estudia la proporción de la varianza total en la variable de salud individual que se debe a las diferencias entre los niveles (individual y contextual) (Merlo et al., 2009 y Merlo et al., 2005). Para ello, en esta tesis se calculan el Coeficiente de Correlación Intraclase (ICC), el Coeficiente de Participación de la Varianza (VPC) y el *Odd Ratio* Mediano (MOR) (Merlo et al., 2005 y Larsen y Merlo, 2005). El ICC y el VPC son medidas de agrupación y proporcionan información sobre el porcentaje de varianza en la variable de salud a nivel individual que se debe a un nivel en concreto.

Para los capítulos tres y cuatro, el ICC calcula mediante la siguiente fórmula:

$$ICC_{\text{COMUNIDAD AUTÓNOMA}} = \sigma^2_{\text{COMUNIDAD AUTÓNOMA}} / (\sigma^2_{\text{COMUNIDAD AUTÓNOMA}} + \pi^2/3)$$

donde σ^2 representa la varianza de la comunidad autónoma y $\pi^2/3$ representa la varianza individual.

Para el capítulo cinco, el VPC de los distintos niveles de análisis se calcula mediante las siguientes fórmulas:

$$VPC_{\text{MUNICIPIO}} = \sigma^2_{\text{MUNICIPIO}} / (\sigma^2_{\text{MUNICIPIO}} + \sigma^2_{\text{BARRIO}} + \sigma^2_{\text{HOGAR}} + \pi^2/3)$$

$$VPC_{\text{BARRIO}} = (\sigma^2_{\text{MUNICIPIO}} + \sigma^2_{\text{BARRIO}}) / (\sigma^2_{\text{MUNICIPIO}} + \sigma^2_{\text{BARRIO}} + \sigma^2_{\text{HOGAR}} + \pi^2/3)$$

$$VPC_{\text{HOGAR}} = (\sigma^2_{\text{MUNICIPIO}} + \sigma^2_{\text{BARRIO}} + \sigma^2_{\text{HOGAR}}) / (\sigma^2_{\text{MUNICIPIO}} + \sigma^2_{\text{BARRIO}} + \sigma^2_{\text{HOGAR}} + \pi^2/3)$$

donde σ^2 representa la varianza de los distintos niveles y $\pi^2/3$ representa la varianza individual.

Tanto el ICC como el VPC se han calculado de acuerdo con el método de la variable latente (Merlo et al., 2005 y Larsen et al., 2005). Una ICC o una VPC cercano a cero indica que ese nivel no condiciona la variable individual de salud.

El MOR es una medida de heterogeneidad y es una manera alternativa de expresar la variación a nivel contextual, expresado en la escala de los *Odds Ratios*, lo que permite compararlo con los OR de las variables individuales o contextuales. (Merlo et al., 2005 y Larsen y Merlo, 2005). Para todos los capítulos, el MOR se calcula mediante las siguientes fórmulas:

$$MOR_{\text{MUNICIPIO}} \approx \exp(0.95 * \sqrt{\sigma^2_{\text{MUNICIPIO}}})$$

$$MOR_{\text{BARRIO}} \approx \exp(0.95 * \sqrt{(\sigma^2_{\text{MUNICIPIO}} + \sigma^2_{\text{BARRIO}})})$$

$$MOR_{\text{HOGAR}} \approx \exp(0.95 * \sqrt{(\sigma^2_{\text{MUNICIPIO}} + \sigma^2_{\text{BARRIO}} + \sigma^2_{\text{HOGAR}})})$$

Donde $\sqrt{\quad}$ es la raíz cuadrada de la varianza (σ^2) de los distintos niveles

Un MOR igual a uno indica que no hay variación, es decir, que no hay diferencias en salud (por ejemplo en el riesgo de declarar mala salud, de padecer una enfermedad crónica o de tener una pensión de invalidez) entre dos individuos, uno elegido del área de mayor riesgo de mala salud y otro del de menor riesgo.

CAPÍTULO 3: CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE LA RENTA ABSOLUTA Y RELATIVA A NIVEL REGIONAL EN ESPAÑA¹

El objetivo general de este capítulo es contrastar las hipótesis de renta absoluta (HRA) y de desigualdad de renta (HDR) a nivel regional, utilizando la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2007. Se utilizan la renta per cápita, varios indicadores de desigualdad y el bienestar, cuyas características y propiedades se describirán a continuación. Se estudian los efectos cruzados o las interacciones entre las variables individuales y ecológicas significativas. A nivel regional se introducen una amplia gama de indicadores de desigualdad económica de naturaleza tanto normativa como positiva, analizando la influencia que los valores actuales y retardados de estas variables ecológicas, tienen sobre la salud actual de las personas, lo que proporciona una perspectiva temporal y dinámica al estudio. La utilización de dos variables dependientes (salud percibida y enfermedad crónica) permite comprobar la contingencia de los resultados ante cambios en la variable de salud utilizada.

Los objetivos específicos son:

1. Contrastar las hipótesis de renta absoluta y relativa a nivel regional en España con seis especificaciones, tres positivas y tres normativas, de la desigualdad de renta.

¹Este capítulo ha sido elaborado en el marco de los proyectos de investigación “Análisis multinivel de la influencia de las desigualdades socioeconómicas a nivel de Comunidad Autónoma de los españoles 2004-2008” (0309/2009), financiado por la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía, e “Influencia de género, estatus, estilo de vida y desigualdad social territorial sobre el estado de salud percibida en Andalucía y las otras Comunidades Autónomas (1987-2006)” (3255), financiado por el Centro de Estudios Andaluces, ambos liderados por José Jesús Martín Martín y en los que ha colaborado María del Puerto López del Amo González.

2. Analizar la influencia del nivel de bienestar social de una región sobre la salud de los individuos.
3. Evaluar la influencia de valores retardados de las variables de desigualdad de renta y bienestar sobre la salud actual de la población española.
4. Comprobar si los resultados son sensibles a la medida de salud: la salud autopercebida o las enfermedades crónicas.

Antecedentes

Durante las últimas décadas se ha generado una amplia literatura en relación a las HRA y HDR, tanto a nivel internacional como, en menor medida, a nivel nacional. Los resultados de la literatura internacional parecen señalar de forma robusta el cumplimiento de la HRA. Los trabajos sobre este tópico a nivel nacional apuntan en la misma dirección. Alternativamente, la evidencia factual sobre la HDR es mucho más contradictoria. En la tabla 1, recogida en el ANEXO 1, se revisan los principales trabajos empíricos publicados sobre el tema, focalizando en aquellos que utilizan métodos de estimación estadística multinivel.

El trabajo de Kennedy et al. (1998) contrasta simultáneamente las HRA y HDR a nivel regional en Estados Unidos utilizando como variable dependiente la salud autopercebida y el índice de Gini como medida ecológica de desigualdad de renta, encontrando que ambas hipótesis se verifican. Blakely et al. (2000), con un enfoque similar pero incorporando los valores retardados del índice Gini, también verifican ambas hipótesis encontrando que la desigualdad de renta hace 15 años afecta de forma más pronunciada que la desigualdad de renta actual a la salud autopercebida.

Diez- Roux et al. (2000) contrastan las dos hipótesis a nivel regional en EEUU, utilizando como variables ecológicas el índice de Robin Hood², el índice de Gini y el porcentaje de ingreso total de los ingresos de los hogares recibido por menos del 50% de los hogares. Sus resultados son favorables a ambas hipótesis, identificando una interacción significativa entre la renta del hogar y la desigualdad.

Los estudios de Subramanian et al. (2001; 2003a y 2003b), junto con el de López (2004), analizan la influencia de la renta personal y del índice de desigualdad de Gini en la salud autopercebida a nivel regional en EEUU, y Blakely et al. (2002) a nivel de área metropolitana. Dos de estos trabajos incluyen un término de interacción, entre la renta personal y el índice de Gini (Subramanian et al., 2001) y entre el índice de Gini y la residencia en un área metropolitana (Blakely et al., 2002) siendo ambas significativas.

Seis estudios usan datos de algún país distinto de EEUU. Subramanian et al. (2003), verifican la HDR utilizando el índice de Gini y la salud autopercebida, con datos regionales de Chile. La interacción entre la renta del hogar y el indicador de desigualdad no es estadísticamente significativa.

Blakely et al. (2003) contrastan las HRA y HDR con datos de Nueva Zelanda, utilizando como variable dependiente la mortalidad. Drukker et al. (2004), para Holanda, Hou (2005) para Canadá y Craig (2005) para Escocia, contrastan las hipótesis a nivel local, con diferentes especificaciones de la desigualdad de renta. Los tres primeros verifican la HRA, pero no encuentran evidencia de que se cumpla la HDR, mientras que Craig (2005) verifica ambas hipótesis.

² El índice de Robin Hood es definido como la proporción de renta agregada que debe ser redistribuida de los hogares que se encuentran por encima de la media de renta a los que se encuentran por debajo, para conseguir la igualdad en distribución de la renta.

Subramanian et al. (2006) utilizan datos regionales de EEUU para contrastar las hipótesis con la salud autopercebida como variable dependiente y el índice de Gini como medida de desigualdad de renta. Tanto la HRA como la HDR son verificadas. Contrastan la influencia retardada de la desigualdad incluyendo los valores de ésta en los años 1970, 1980 y 1990. Las interacciones entre edad, género, estado civil y renta con el índice de Gini son significativas.

Wilkinson y Pickett (2008) realizan un análisis multinivel en el que los niveles se definen como condado, nivel 1, y estado, nivel 2, considerando diez causas de mortalidad como variable dependiente y el índice de Gini como medida de desigualdad de renta, contrastando así la HDR que es verificada. Zheng (2009) utiliza tres especificaciones alternativas de desigualdad, el índice de Gini, el índice de Theil y el índice de Atkinson, midiendo su influencia en la salud autopercebida en EEUU encontrando que se verifican tanto la HRA como la HDR.

La tabla 1 recoge tres estudios cuyo nivel de agregación es internacional. Hua Jen et al. (2009a y 2009b), con datos de 69 y 12 países, respectivamente, no encuentran evidencia de que la desigualdad de renta nacional tenga alguna influencia significativa en la salud autopercebida. Olsen y Dahl (2007) contrastan las HRA y HDR a nivel nacional, utilizando datos de la Unión Europea. Como medida de desigualdad consideran el índice de Gini, y el PIB per cápita siendo únicamente este último significativo.

Como se desprende de este análisis, la literatura ha analizado la diferente influencia de la desigualdad de renta según nivel de ingresos individual en la salud autopercebida, mediante términos de interacción. La tabla 1 sintetiza los principales resultados.

Tabla 1: Términos de interacción entre las variables en el análisis multinivel de las variables que influyen en el estado de salud autopercebida, mortalidad o enfermedad crónica

Autor y variable analizada	Variables entre las que se analiza la significatividad del término de interacción	Significación del término de interacción
Hua Jen et al. (2009) Salud autopercebida	Renta personal* + Desigualdad de renta regional	No
Mansyur et al. (2008) Salud autopercebida	Participación social* (individual) + Densidad de redes sociales* (contextual) Ingresos* (individual) + Índice de Gini*.	Si
Subramanian y Kawachi (2006) Salud autopercebida	Confianza* (individual) + Confianza social (contextual) Edad* + Índice de Gini* Género* Estado Civil* Renta* Raza* Educación* Seguro Médico*	No Sí No
Craig (2005) Salud autopercebida	Renta personal*+ Desigualdad de renta	No
Mellor y Milyo (2002) Salud autopercebida	Cinco categorías de renta del hogar+ Desigualdad de renta*	No
McLeold (2003) Salud autopercebida	Renta del hogar dicotómica* + Desigualdad de renta	Si
Wilkinson y Pickett (2008) Diferentes tipos de mortalidad	Renta regional*+ Desigualdad de renta*	Depende del tipo de mortalidad

* La variable es significativa

Fuente: Elaboración propia

Para Hua Jen et al. (2009a), Subramanian y Kawachi (2006) o McLeod (2003) la salud autopercebida se ve más influida por la desigualdad de renta para los pobres que para los ricos. Sin embargo para Mansyur et al. (2008), Craig (2005), Mellor y Milyo (2002) el término de interacción no resulta significativo.

Subramanian y Kawachi (2006) analizan la interrelación de la desigualdad de renta con otras variables individuales. Resulta más afectada la salud autopercebida por la desigualdad de renta en función de la edad, el género y el estado civil, pero no para la raza, la educación o el seguro médico.

En España, también hay una tradición investigadora sólida que estudia las relaciones entre desigualdades socioeconómicas y salud, como refleja la revisión de Rico et al. (2005), si bien la mayoría de los estudios son de naturaleza ecológica, destacando los trabajos de Regidor et al. (1997), Borrell et al. (1999), Urbanos (2000), Benach et al. (1999) y Gutiérrez-Fisac et al. (2000).

La evidencia empírica para contrastar la HRA y la HDR en España sin embargo es reducida, en la siguiente tabla se recogen los principales trabajos.

Tabla 2: Estudios en España que contrastan las hipótesis de Renta Absoluta y Relativa

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

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

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

Fuente: Elaboración propia

Regidor et al. (2003) usan datos agregados para contrastar la HDR, considerando como variable dependiente la probabilidad de supervivencia e incorporan el índice de Gini para contrastar la HDR a nivel provincial.

Cantarero y Pascual (2005) y Regidor et al. (2006) utilizan la salud autopercebida como variable dependiente para confirmar que la HRA se cumple a nivel regional (Cantarero y Pascual, 2005) y que la renta per cápita tiene un efecto significativo y positivo sobre la salud a nivel provincial, es decir que se cumple la HDR (Regidor et al., 2006).

Blanco (2006) estima la influencia de la renta absoluta, la renta relativa, la privación social y el capital social, a nivel regional, a partir de la oleada del Panel de Hogares de la Unión Europea en España para el año 2000, mediante un modelo *probit* ordenado. Como variables de desigualdad de renta utiliza el índice de Gini, dos índices de Entropía Generalizada y la renta per cápita regional. La renta personal influye positivamente sobre la salud autopercebida, mientras que ninguna de las variables regionales es estadísticamente significativa.

Los únicos trabajos que utilizan una aproximación metodológica multinivel son los trabajos de Regidor et al. (2006) y Stoyanova y Díaz Serrano (2008).

Regidor et al. (2006) utilizan como variable dependiente la salud autopercebida e incorporan la renta per cápita para contrastar la HDR a nivel provincial. Stoyanova y Díaz Serrano (2008) contrastan conjuntamente las dos hipótesis (HRA y HDR) evaluando la influencia que sobre tres especificaciones distintas de salud (la salud autopercebida, la enfermedad crónica y la limitación funcional) ejerce la renta individual, el PIB per cápita y el índice de Gini. Los resultados confirman la HRA, mientras que los resultados de la HDR dependen de la variable dependiente y del género de los encuestados. Para la salud autopercebida, se cumple la HRA pero no la HDR.

Para la enfermedad crónica, no se cumple la HRA y tampoco la HDR. Y por último, para la limitación, se cumple la HRA en el caso de los hombres mientras que se cumple la HDR en el caso de las mujeres.

Medidas de desigualdad de renta

Los índices de desigualdad de la distribución de la renta son indicadores numéricos que estiman el grado de dispersión en las rentas de una sociedad y momento dados. Pueden agruparse en positivos y normativos. Los primeros suelen ser alguna medida estadística de dispersión. Los indicadores normativos interpretan la desigualdad como una pérdida de bienestar colectivo potencial (Dalton, 1920; Atkinson, 1970; Sen, 1973). Estos índices se basan en el uso de funciones de bienestar social que reflejan los juicios de valor implícitos acerca de la relación entre desigualdad y bienestar.

En este capítulo se utilizan el conjunto de índices positivos y normativos que se reflejan en la tabla 3.

Tabla 3: Indicadores regionales de desigualdad de renta

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

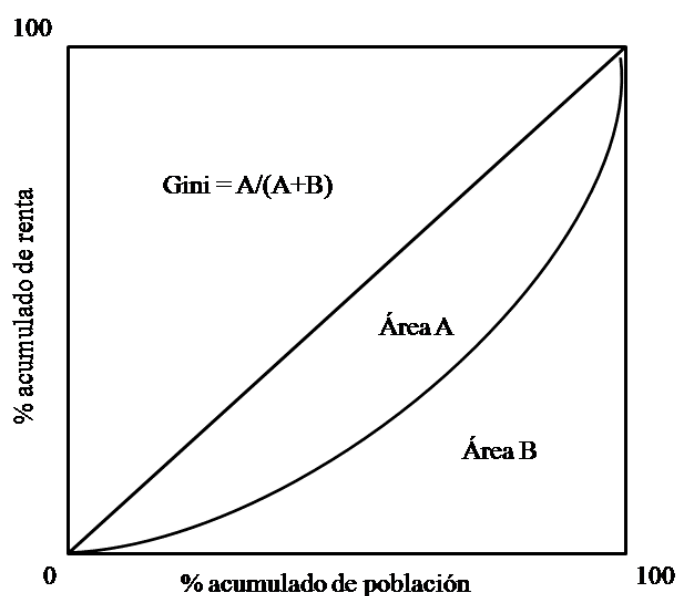
*No se incorpora ninguna de las partidas imputadas por el Instituto Nacional de Estadística, ni tampoco las prestaciones sociales y transferencias extraordinarias y se excluyen las retenciones a cuenta y los pagos fraccionados, así como las cotizaciones a la Seguridad Social y otros pagos asimilados.

Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich, F.J., y Villar, A. (2009). *Desigualdad y Bienestar Social. De la teoría a la práctica*. Fundación BBVA, 2009.

Una forma frecuente de comparar desigualdades de renta entre territorios es alguna medida de renta per cápita. En este trabajo se ha utilizado la noción de renta por la que optan Goerlich y Villar (2009) que se corresponde a los ingresos del trabajo por cuenta ajena, ingresos del trabajo por cuenta propia, rentas del capital y la propiedad, quedando excluidas las prestaciones sociales regulares y extraordinarias, al igual que las transferencias regulares y extraordinarias.

El índice de Gini es probablemente el indicador positivo de desigualdad de renta más utilizado. Se deriva de la curva de Lorenz y es el cociente entre el área contenida entre la línea de igualdad y la curva de Lorenz y la región triangular bajo la diagonal.

Figura 2: Curva de Lorenz e Índice de Gini



El índice de Gini es un número entre 0 y 1, en el que 0 se corresponde con la perfecta igualdad y 1 se corresponde con la perfecta desigualdad.

Mientras que el índice de Gini se basa en algunos aspectos conceptuales de la estadística, el índice de desigualdad de Theil (1967) surge a partir de la teoría de la información y la noción de entropía informativa. La primera es una medida de la calidad de la energía o del desorden de un sistema. En teoría de la información, la entropía se identifica con la información esperada de una situación.

Theil sustituyó el concepto de probabilidades asignadas a sucesos, característico de la teoría de la información, por proporciones de renta e introdujo como elemento adicional una distribución de referencia: la distribución igualitaria, que es la que maximiza la entropía. Theil interpreta su índice como “la información esperada de un mensaje que transforma proporciones de población en proporciones de renta” (Theil, 1967). Si el índice de Theil es igual a cero, esto indica perfecta distribución y cuánto mayor es el valor para el índice de Theil, peor será la distribución de renta.

Si se relacionan los índices de desigualdad con una función de bienestar social, se consigue introducir un contenido normativo en la discusión sobre desigualdades y es posible interpretar la desigualdad como una pérdida de bienestar social. Esencialmente una función de bienestar social es un código de valores colectivo que establece cómo varía el bienestar social ante cambios en la utilidad de cada individuo.

Uno de los indicadores clásicos de desigualdad económica normativos es el índice de Atkinson (1970) que puede interpretarse como la pérdida de bienestar social debido a la desigualdad. El índice de Atkinson se basa en una función de bienestar social que asocia una serie de valores éticos de manera explícita. Su formulación clásica es $A=1-\frac{\xi}{\mu}$

donde ξ es la renta igualitaria equivalente y μ el máximo bienestar que se obtiene para una distribución de renta igualitaria. La renta igualitaria equivalente se define como

aquel nivel de renta per cápita que si fuera disfrutado por todo los individuos de la sociedad haría el bienestar social exactamente igual al bienestar social generado por la renta efectiva. A puede interpretarse como el coste social de la desigualdad. El valor de A esta acotado en el intervalo $[0,1]$. Su interpretación es inmediata, sí $A = 0,3$ se necesitaría el 70% del nivel de ingresos para alcanzar el mismo nivel de utilidad actual, es decir se podría renunciar hasta a un 30% de volumen de renta sin pérdida de bienestar si esta renta fuese distribuida adecuadamente.

El índice de Atkinson depende de la definición de renta igualitaria equivalente, que a su vez está en función de la especificación de la función de bienestar social, y de las funciones de utilidad individual consideradas. El parámetro clave en las mismas es ϵ que mide el grado de aversión a la desigualdad de la sociedad. En la tabla 1 se recoge la expresión de la familia completa de índices de desigualdad de Atkinson en los que ϵ aparece explícitamente. El parámetro ϵ releja la importancia que la sociedad otorga a la desigualdad de renta. Mayores valores de ϵ suponen una sociedad más opuesta a la desigualdad.

Este trabajo también utiliza como medidas regionales de desigualdad dos índices normativos desarrollados por Goerlich y Villar (2009), el bienestar per cápita y la pérdida de bienestar debida a la desigualdad en renta.

Para el cálculo del bienestar per cápita de cada comunidad autónoma, Goerlich y Villar (2009) utilizan la función de evaluación social $VT(y)$, una forma específica de función de bienestar social, definida como una aplicación del espacio de distribuciones de renta en los números reales. Esta función de evaluación social permite expresar la valoración social de un vector de rentas como la suma ponderada de las mismas. Las ponderaciones corresponden a las valoraciones marginales sociales de los distintos individuos en la

distribución de renta de referencia. Según las diferentes ponderaciones se obtienen diferentes funciones de evaluación social.

El bienestar es expresado como el ingreso monetario neto ordinario amortiguado por la pérdida de bienestar atribuida a la desigualdad. La desigualdad es medida por $(1-T(y))$ siendo $T(y)$ el índice de Theil. De esta manera, una CA con un ingreso per cápita elevado pero desigualmente distribuido puede llegar a tener el mismo nivel de bienestar que otra CA más pobre pero más igualitaria. Por otro lado, dos CCAA con ingresos per cápita parecidos pueden tener niveles de bienestar muy distintos si una de ellas es más igualitaria que la otra.

Para evaluar qué papel ha jugado el incremento de los ingresos de los individuos y los cambios en la distribución en la evolución del bienestar por cápita, Goerlich y Villar (2009) analizan cuál ha sido la pérdida de bienestar debida a la desigualdad en renta. Miden esta pérdida como un porcentaje del bienestar total, que puede interpretarse desde dos puntos de vista. Bien como el porcentaje de pérdida de bienestar por culpa de la existencia de la desigualdad de renta, bien como el porcentaje de bienestar que una CA ganaría si la renta se distribuyese igualitariamente.

En la siguiente tabla se recogen los valores de las variables regionales utilizadas en este estudio, para los años 1980, 1990 y 2003, calculadas por Goerlich y Villar (2009) a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) 1973/74, 1980/81, 1990/91 y la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), fichero longitudinal, 2003.

Tabla 4: Indicadores de desigualdad por Comunidad Autónoma (1980-2003)

CA	Theil			Gini			Atkinson 0.5			Atkinson 1			Atkinson 2			Ingreso monetario			Bienestar			Pérdida bienestar*		
	1980	1990	2003	1980	1990	2003	1980	1990	2003	1980	1990	2003	1980	1990	2003	1980	1990	2003	1980	1990	2003	1980	1990	2003
Andalucía	0.204	0.178	0.137	0.340	0.321	0.283	0.096	0.086	0.066	0.186	0.169	0.129	0.379	0.372	0.274	2894	3747	4821	2305	3081	4163	0.256	0.216	0.158
Aragón	0.198	0.137	0.143	0.327	0.276	0.28	0.091	0.065	0.066	0.174	0.125	0.122	0.346	0.251	0.216	3946	5063	5855	3164	4370	5015	0.247	0.159	0.167
Asturias	0.179	0.107	0.093	0.323	0.25	0.234	0.088	0.051	0.044	0.178	0.1	0.085	0.375	0.196	0.158	4152	5110	6245	3408	4566	5665	0.218	0.119	0.103
Baleares	0.197	0.154	0.114	0.337	0.299	0.252	0.092	0.075	0.053	0.172	0.148	0.101	0.307	0.322	0.188	4366	5598	6753	3506	4737	5985	0.245	0.182	0.128
Canarias	0.220	0.182	0.166	0.347	0.329	0.304	0.100	0.09	0.076	0.186	0.18	0.143	0.339	0.41	0.254	3119	4255	4730	2432	3480	3945	0.282	0.223	0.199
Cantabria	0.155	0.16	0.132	0.304	0.305	0.28	0.076	0.077	0.064	0.150	0.152	0.123	0.335	0.312	0.238	3858	4873	5211	3261	4095	4524	0.183	0.19	0.152
Castilla y León	0.199	0.17	0.127	0.335	0.313	0.277	0.093	0.08	0.061	0.178	0.154	0.117	0.354	0.3	0.217	3543	4690	5867	2837	3893	5124	0.249	0.205	0.145
Castilla la Mancha	0.180	0.153	0.111	0.318	0.296	0.259	0.084	0.072	0.053	0.162	0.138	0.101	0.331	0.268	0.183	2785	4256	5070	2287	3605	4506	0.219	0.181	0.125
Cataluña	0.218	0.149	0.124	0.317	0.297	0.271	0.001	0.072	0.06	0.162	0.138	0.115	0.292	0.271	0.221	4858	5795	6559	3798	4931	5748	0.279	0.175	0.141
Comunidad Valenciana	0.160	0.135	0.132	0.304	0.28	0.274	0.076	0.065	0.062	0.146	0.125	0.118	0.282	0.252	0.218	3762	4488	6075	3159	3882	5274	0.191	0.156	0.152
Extremadura	0.200	0.175	0.134	0.334	0.317	0.277	0.092	0.084	0.063	0.174	0.165	0.118	0.319	0.433	0.215	2436	3564	4774	1949	2940	4137	0.25	0.212	0.154
Galicia	0.229	0.165	0.132	0.358	0.307	0.272	0.108	0.078	0.061	0.210	0.15	0.115	0.432	0.297	0.206	3056	4286	5227	2357	3581	4536	0.297	0.197	0.152
Madrid	0.211	0.23	0.148	0.349	0.326	0.297	0.099	0.094	0.07	0.185	0.165	0.132	0.338	0.28	0.236	4624	5382	6131	3647	4144	5223	0.268	0.299	0.174
Murcia	0.165	0.196	0.133	0.316	0.337	0.277	0.080	0.093	0.063	0.157	0.179	0.121	0.379	0.339	0.227	3187	4119	4407	2661	3310	3822	0.198	0.244	0.153
Navarra	0.187	0.122	0.11	0.325	0.269	0.257	0.087	0.06	0.053	0.163	0.121	0.102	0.296	0.266	0.189	4654	5411	6886	3786	4749	6129	0.229	0.139	0.124
País Vasco	0.128	0.18	0.112	0.275	0.313	0.257	0.061	0.083	0.053	0.118	0.158	0.101	0.229	0.341	0.184	4558	5426	6314	3976	4448	5604	0.147	0.22	0.127
Rioja	0.120	0.191	0.132	0.269	0.317	0.276	0.058	0.086	0.062	0.111	0.162	0.117	0.207	0.381	0.214	3945	5727	5646	3471	4633	4899	0.136	0.236	0.152
Media	0.185	0.164	0.128	0.322	0.303	0.272	0.081	0.077	0.061	0.165	0.149	0.115	0.326	0.311	0.214	3750	4811	5681	3059	4026	4959	0.229	0.197	0.147
Max	0.229	0.23	0.166	0.358	0.337	0.304	0.108	0.094	0.076	0.210	0.18	0.143	0.432	0.433	0.274	4858	5795	6886	3976	4931	6129	0.297	0.299	0.199
Min	0.12	0.107	0.093	0.269	0.25	0.234	0.001	0.051	0.044	0.111	0.1	0.085	0.207	0.196	0.158	2436	3564	4407	1949	2940	3822	0.136	0.119	0.103
Rango	0.109	0.123	0.073	0.089	0.087	0.07	0.107	0.043	0.032	0.099	0.08	0.058	0.225	0.237	0.116	2422	2231	2479	2027	1991	2307	0.161	0.18	0.096
Asimetría**	-0.767	0.149	0.056	-0.892	-0.791	-0.35	-2.407	-0.574	-0.233	-0.766	-0.601	-0.247	-0.461	0.337	0.127	-0.167	-0.231	-0.074	-0.272	-0.254	0.006	-0.623	0.385	0.245
Curtosis***	-0.029	0.55	0.89	0.653	0.217	0.868	7.192	-0.134	0.635	0.985	-0.041	0.487	0.676	-0.238	0.36	-1.133	-1.135	-1.217	-1.246	1.118	-1.157	-0.240	0.862	1.032

Los valores del ingreso monetario están expresados en per cápita.

* Pérdida porcentual del bienestar debido a la desigualdad (/100).

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

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

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Goerlich. F.J.. y Villar. A. (2009). *Desigualdad y Bienestar Social. De al teoría a la práctica*.Fundación BBVA. 2009.

La evolución de estos indicadores en España ha sido positiva, los valores medios de los índices de desigualdad (Theil, Gini y Atkinson) y la pérdida de bienestar por culpa de la desigualdad se han reducido a lo largo de los 23 años considerados, mientras que los ingresos monetarios netos per cápita y el bienestar per cápita se han incrementado. Andalucía ha seguido la misma evolución que la media española, mejorando los valores de todos los indicadores, aunque se sigue situando por debajo de la media nacional en renta per cápita y bienestar per cápita y por encima de la media en el caso de los índices de desigualdad y la pérdida de bienestar.

El valor medio nacional del índice de Theil que en 1980 fue de 0.185, descendió a 0.128 en el año 2003. Las CCAA que presentaban mayores niveles de este indicador en 1980 fueron Galicia, Cataluña y Andalucía, mientras que Cantabria, la Rioja y País Vasco fueron las CCAA con menores niveles. En 2003 las CCAA más desiguales, atendiendo al índice de Theil, fueron Canarias, Madrid, Aragón y, una vez más, Andalucía. Asturias, Navarra, País Vasco y Castilla la Mancha fueron las menos desiguales.

El índice de Gini también se ha reducido en el período analizado, de 0.322 en 1980 a 0.272 en 2003. Madrid y Canarias ocupan los peores puestos tanto en 1980 como en 2003, mientras que el País Vasco presenta valores de los más reducidos en ambos años. Otras CCAA con altos valores del índice de Gini son Galicia, en 1980 y Cantabria, Aragón y Andalucía, en 2003.

Respecto del índice de Atkinson, la media nacional en 1980 fue de 0.081 (con aversión a la desigualdad 0,5), 0.165 (con aversión 1) y 0.326 (con aversión 2). En 2003 estos valores fueron 0.061, 0.115 y 0.214. Se observa por tanto una disminución de todos los valores en cuanto a la media nacional. En 1980, Galicia es una de las CCAA con mayores niveles del índice de Atkinson, mientras que la Rioja es la CA que se mantiene

entre las menos desiguales en los dos años y para las tres especificaciones del índice. Andalucía está por encima de la media tanto en 1980 como en 2003. En 2003, las CCAA que presentaron valores más altos de las tres especificaciones del índice Atkinson fueron Canarias, Madrid y Andalucía, mientras que Asturias, Baleares y País Vasco fueron las más igualitarias.

Referente a los ingresos monetarios netos ordinarios per cápita, los datos ponen de manifiesto el gran crecimiento en los niveles promedios de ingresos en todas las CCAA. La media nacional creció de 3,750 euros per cápita en 1980 hasta 5,681 euros per cápita en 2003, pero el crecimiento no fue uniforme a lo largo y ancho del país. Cataluña, Navarra y País Vasco fueron las CCAA más ricas tanto en 1980 como en 2003, mientras que Extremadura y Andalucía fueron las más pobres en ambos años considerados.

El bienestar per cápita mide el nivel de riqueza una vez descontado el nivel de desigualdad de renta existente en la región. La evolución de los dos factores considerados (ingreso y distribución de la misma) ha sido favorable. A nivel nacional, se observa un crecimiento pronunciado a lo largo de todo el período, siendo la media nacional 3,059 euros per cápita en 1980 y 4,959 en 2003. Sin embargo, se observan comportamientos heterogéneos entre las diferentes CCAA. Goerlich y Villar (2009) identifican cuatro grupos de CCAA:

1. CCAA cuyo crecimiento del bienestar está muy por encima de la media nacional. Éstas son Castilla y León, Galicia, Extremadura, Castilla-La Mancha y Andalucía. Todas ellas partían de niveles de bienestar bajos, lo que sugiere cierta convergencia.
2. Otro grupo de CCAA han crecido ligeramente por encima de la media nacional. Son Navarra, Asturias y Valencia.

3. Aragón, Murcia, Cantabria y Baleares han crecido ligeramente por debajo de la media de España.
4. Por último, un grupo de CCAA han crecido muy por debajo de la media nacional: La Rioja, País Vasco, Madrid, Cataluña y Canarias.

La media nacional de la pérdida de bienestar ha descendido del 22.9% en 1980 al 14.7% en 2003. Se observan comportamientos diferenciados entre las CCAA. País Vasco, por ejemplo, ha experimentado una modesta reducción de la pérdida porcentual de bienestar de dos puntos porcentuales, mientras que Galicia ha pasado de casi el 30% al 15.2% en 2003.

En 1980, las CCAA con mayores porcentajes de pérdida de bienestar fueron Galicia, Canarias y Cataluña, mientras que las que menos bienestar perdían por culpa de la desigualdad en renta fueron la Rioja, País Vasco y Cantabria. En 2003 Canarias lideraba el ranking, junto con Madrid, Aragón y Andalucía. Asturias, Navarra, Castilla la Mancha y País Vasco fueron las CCAA que menos bienestar perdían.

Métodos

Base de datos

Para la realización del estudio se ha utilizado la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2007, 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. La población de referencia definitiva es de 28,023 individuos agrupados en las 17 comunidades autónomas de España.

Variables individuales y contextuales

La tabla 5 recoge las variables individuales y ecológicas utilizadas, así como el nivel jerárquico de las mismas.

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

Tipo de variable	Variables medidas en el estudio
Variables dependientes	Salud Autopercebida Enfermedad Crónica
Variables independientes	
Nivel jerárquico 1: Individuo	Edad, Género, Estado Civil, Nacionalidad Renta, Nivel de estudios, Desempleo
Nivel jerárquico2: Comunidad Autónoma	Índice de Gini, Índice de Theil, Índice de Atkinson, Ingresos Monetarios Netos per cápita, Bienestar per cápita, Pérdida porcentual del bienestar.

Fuente: Elaboración propia.

Las dos variables dependientes empleadas han sido la salud autopercebida, y la enfermedad crónica, ambas obtenidas de la Encuesta de Condiciones de Vida, 2007. Las variables independientes utilizadas corresponden a las dimensiones sociodemográficas (edad, género, estado civil y nacionalidad) y socioeconómicas (nivel educativo, renta personal y desempleo). A nivel regional se han considerado las variables de desigualdad de renta analizadas en el párrafo anterior. La siguiente tabla muestra un análisis descriptivo de todas las variables utilizadas.

Tabla 6. Análisis descriptivo de las variables utilizadas en el estudio de la influencia de las desigualdades sociales sobre la salud

Variable dependiente	Categoría de referencia (%)		Categoría de contraste (%)	
Salud autopercebida dicotómica	Buena o Muy Buena (65.8%)		Muy Mala, Mala o Regular (34.2%)	
Enfermedad crónica	No (73.7%)		Sí (26.3%)	
Variables independientes				
Nivel 1: Individuos (28.023)	Media	Rango	Asimetría*	Curtosis**
Edad	48 años	17-88	0.15	-1.05
Renta personal***	10.080 euros	-13823-149442	2	12
Categoría base (%)	Categoría de contraste (%)			
Género	Mujer (52.4)	Hombre (47.6)		
Estado civil	Casado (57.9)	Soltero (30.1)		
		Separado (2.0)		
		Divorciado (1.8)		
		Viudo (8.1)		
Nivel de estudios	Educación primaria (31.7)	Educación secundaria 1ª etapa (24.5)		
		Educación secundaria 2ª etapa (20.7)		
		Formación e inserción laboral (0.7)		
		Educación superior (22.4)		
Nacionalidad	España (95.5)	Resto de la Unión Europea (0.7)		
		Resto de Europa (0.8)		
		Resto del mundo (3.1)		
Desempleado	No (95.4)	Sí (4.6)		
Nivel 2: Comunidad Autónoma (17)	Media	Rango	Asimetría*	Curtosis**
Índice de Gini1980	0.322	0.269-0.358	-0.892	0.653
Índice de Gini 1990	0.303	0.25-0.337	-0.791	0.217
Índice de Gini 2003	0.272	0.234-0.304	-0.35	0.868
Índice de Theil 1980	0.185	0.12-0.229	-0.767	-0.029
Índice de Theil 1990	0.164	0.107-0.23	0.149	0.55
Índice de Theil 2003	0.128	0.093-0.166	0.056	0.89
Atkinson 1980 $\epsilon = 0.5$	0.087	0.058-0.108	-0.843	0.609
Atkinson 1980 $\epsilon = 1$	0.165	0.111-0.21	-0.766	0.985
Atkinson 1980 $\epsilon = 2$	0.326	0.207-0.432	-0.461	0.676
Atkinson 1990 $\epsilon = 0.5$	0.077	0.051-0.094	-0.574	-0.134
Atkinson 1990 $\epsilon = 1$	0.149	0.1-0.18	-0.601	-0.041
Atkinson 1990 $\epsilon = 2$	0.311	0.196-0.433	0.337	-0.238
Atkinson 2003 $\epsilon = 0.5$	0.061	0.044-0.076	-0.233	0.635
Atkinson 2003 $\epsilon = 1$	0.115	0.085-0.143	-0.247	0.487
Atkinson 2003 $\epsilon = 2$	0.214	0.158-0.274	0.127	0.360
Ingresos monetarios netos per cápita (pc) ordinarios 1980	3.750	2.436-4.858	-0.167	-1.133
Ingresos monetarios netos pc ordinarios 1990	4.811	3.564-5.795	-0.229	-1.133
Ingresos monetarios netos pc ordinarios 2003	5.681	4.407-6.816	-0.074	-1.217
Bienestar per cápita 1980	3.059	1.949-3.976	-0.272	-1.246
Bienestar per cápita 1990	4.026	2.940-4.931	-0.254	-1.118
Bienestar per cápita 2003	4.959	3.812-6.129	0.006	1.157
Pérdida de porcentual bienestar debida a la desigualdad 1980	0.229	0.136-0.297	-0.623	-0.240
Pérdida porcentual de bienestar debida a la desigualdad 1990	0.197	0.119-0.299	0.385	0.862
Pérdida porcentual de bienestar debida a la desigualdad 2003	0.147	0.103-0.199	0.245	1.032

***La renta personal se compone de todos los apartados de la ECV referentes a rentas, prestaciones, ayudas, beneficios, pérdidas y salarios. Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV del año 2007 y de Goerlich, F.J., y Villar, A. (2009). *Desigualdad y Bienestar Social. De al teoría a la práctica*. Fundación BBVA, 2009.

Las cinco categorías en las que se recogen el estado de salud percibido en la ECV (muy bueno, bueno, regular, malo y muy malo) como respuesta a la pregunta ¿Cómo definiría usted su estado general de salud? se han colapsado en una variable dicotómica con dos valores, buena y mala salud³. La enfermedad crónica refleja la respuesta (sí/no) a la pregunta ¿Tiene alguna enfermedad crónica o alguna incapacidad o deficiencia crónica?. El 65.8% de los individuos consideran que su salud es buena o muy buena y el 73.7% declaran no padecer ninguna enfermedad crónica.

A nivel individual, como variables independientes sociodemográficas, se han utilizado la edad, el género, el estado civil y la nacionalidad. Un análisis previo separando hombres y mujeres no mostró diferencias significativas entre ambos, por lo que se analizan juntos. La edad se ha centrado en torno a su media, 48 años. La edad presenta valores comprendidos entre 17 y 88 años, siendo su distribución más plana que la normal (curtosis -1.05) y ligeramente más desplazada hacia la derecha (asimetría 0.15). Se ha considerado la categoría mujer como la de referencia, dado que representa el 52.4% de la muestra. En relación al estado civil la categoría de referencia es casado, con un 57.9% de los encuestados. La nacionalidad española ha sido considerada la categoría de referencia, representando al 95.4% de la muestra.

Un segundo grupo de variables incluye las variables socioeconómicas, concretamente el nivel de renta personal, el nivel de estudio y el desempleo. La renta media es 10,080 euros anuales, presentando valores entre -13,824 y 149,442. La razón por la que existen personas con renta neta negativa es la inclusión de todas las partidas recogidas en la ECV referentes a rentas, prestaciones, ayudas, beneficios, pérdidas y salarios, lo que puede producir rentas netas negativas para algunos individuos. Dada la relación no

³Buena salud engloba las categorías muy bueno y bueno, y mala salud el resto (regular, malo y muy malo).

lineal entre renta personal y salud, se utiliza el logaritmo de la renta, siguiendo a autores como Hua Jen (2009b). La distribución de la renta no es normal, está desplazada hacia la derecha (asimetría 2) y más achatada (curtosis 12).

A continuación se han incorporado las variables regionales de segundo nivel jerárquico. Para contrastar la HDR se introducen los índices de Gini, de Theil y de Atkinson, con ϵ (aversión a la desigualdad) de 0.5, 1 y 2, la pérdida porcentual del bienestar debido a la desigualdad, la renta per cápita y el bienestar per cápita, en sus formas logarítmicas. Todas las variables ecológicas se han considerado para los años 1980, 1990 y 2003.

Modelos multinivel

Dada la estructura jerárquica de los datos, compuestos por individuos (nivel 1), en comunidades autónomas (nivel 2), el análisis empleado fue un análisis de regresión logística multinivel (Goldstein, 2009)

a) Modelos

La estrategia de modelización consiste en una serie de modelos de creciente complejidad. El proceso de estimación secuencial consta de 27 modelos como se refleja en la tabla 7.

Tabla 7. Estrategia de modelización para el análisis multinivel de la hipótesis de renta absoluta y relativa a nivel regional en la salud de los españoles en 2007

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

Fuente: Elaboración propia

El modelo 1 (1a y 1b) incluye únicamente un término constante, para el caso de la salud percibida (a) y para el caso de las enfermedades crónicas (b). Las variables independientes individuales son las sociodemográficas; edad, género, estado civil y nacionalidad (introducidas en los modelos 2, 2a y 2b) y las socioeconómicas; nivel de estudios, desempleo y logaritmo de la renta personal (3a y 3b).

Las variables de contexto son introducidas de una en una en los siguientes modelos. Dado que se consideran todas las variables regionales para tres años diferentes, cada una de ellas ocupa tres modelos. En los modelos 4 a 6 se ha testado la influencia en la salud autopercebida y en la enfermedad crónica del índice de Gini. En los siguientes tres modelos se ha considerado el índice de Theil. El índice de Atkinson, con tres especificaciones alternativas de la aversión a la desigualdad para cada año, es introducido en los modelos 10 a 18.

A continuación, en los modelos 19 a 21, se ha testado al influencia en la salud de la pérdida de bienestar debido a la desigualdad, los ingresos monetarios netos ordinarios per cápita es introducida en lo modelos 22-24 y, finalmente, en los modelo 25 a 27, la influencia del bienestar per cápita regional.

Se realizó el análisis utilizando MLwiN, la versión 2.24 (Rabash et al., 2004).

Resultados

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

Tabla 8. *Odds ratios* del análisis logístico multinivel de la influencia de características individuales en el estado de salud autopercebida y en la enfermedad crónica en el año 2007

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Estado Salud	Enfermedad	Estado Salud	Enfermedad	Estado Salud	Enfermedad
Constante	0.32	0.25	0.30	0.21	0.67	0,47
Edad			1.07	1.051	1.062	1,048
Género						
Varón			0.79	0.945**	0.869	
Estado Civil						
Soltero			1.259	1.362	1.175	1,281
Separado			1.362	1.578	1.223	1.405
Divorciado			1.344	1.542	1.464	1.709
Viudo			1.085*	1.076*	1.007*	1.035*
Nacionalidad						
Resto UE			0.414	0.653	0.508	0.737
Resto Europa			1.419*	0.509	1.103*	0.454
Resto Mundo			1.137*	0.703	1.149*	0.724
Nivel de estudios						
Secundaria 1ª etapa					0.82	0.947*
Secundaria 2ª etapa					0.674	0.715
Inserción laboral					0.546	0.936*
Superiores					0.533	0.68
Desempleado					1.132**	1.203**
Log renta neta personal					0.715	0.765

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

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

Fuente: Elaboración propia

En el modelo vacío (Modelo 1) la probabilidad de que una persona considere su salud mala es del 32%, suponiendo que no varía con las características individuales o ecológicas. La probabilidad de sufrir alguna enfermedad crónica es del 25%. El individuo de referencia es una mujer española, de 48 años, casada, con estudios primarios, que está trabajando y que gana 10,080 euros anuales.

Respecto de las variables individuales sociodemográficas (Modelo 2), la edad afecta negativamente tanto a la salud autopercebida como a la enfermedad crónica. Por cada año que cumple una persona a partir de los 48 años, la probabilidad de declarar su estado de salud como malo aumenta en 6.2%, y la probabilidad de sufrir alguna enfermedad crónica aumenta en 4.8%. Las mujeres tienen mayor probabilidad de tener

mala salud autopercebida (13.1%), mientras que el género no es una variable estadísticamente significativa en el caso de la enfermedad crónica.

En el estado civil, ser soltero, separado y divorciado son categorías estadísticamente significativas y aumentan la probabilidad tanto de declarar una mala salud percibida (17.5%, 22.3% y 46.4%, respectivamente), como de padecer alguna enfermedad crónica (25.1%, 40.5% y 70.9%, respectivamente). Ser viudo, sin embargo, no alcanza significación estadística en ninguno de los dos casos.

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

Respecto a las variables socioeconómicas (Modelo 3), el desempleo no alcanza significación estadística en ningún caso. El nivel de estudios actúa como factor protector, a mayor nivel de estudios, tanto la probabilidad de declarar mala salud como de sufrir alguna enfermedad crónica se reducen. Tener estudios superiores, comparado con estudios primarios, reduce la probabilidad de tener mala salud autopercebida y de sufrir alguna enfermedad crónica en 46.7% y 32%, respectivamente.

Los resultados confirman la HRA en España en el año 2007, para las dos medidas de salud; cada punto porcentual de incremento de la renta personal, las probabilidades de sufrir mala salud percibida o alguna enfermedad crónica disminuyen en 28.5% y 23.5%, respectivamente.

Las variables contextuales son incluidas, de una en una, a partir del modelo 4. La tabla 9 recoge los resultados.

Tabla 9. *Odds ratios* del análisis logístico multinivel de la influencia de variables contextuales en el estado de salud autopercebida y en la enfermedad crónica en el año 2007

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

**No es estadísticamente significativa

Fuente: Elaboración propia

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

La introducción de valores retardados de las variables ecológicas de desigualdad ofrece un resultado interesante, tanto los ingresos monetarios per cápita como el bienestar per cápita afectan en mayor grado a la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica cuando se considera el valor de estas variables en el año 1990 (17 años de retardo). El aumento en un punto porcentual del logaritmo de los ingresos monetarios per cápita y del bienestar per cápita, en el año 1990, disminuyen en un 83.7% y un 88.9% respectivamente, la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica. La importancia de estas variables en el año 2003 se reduce algo (80.9% y 86.6%), mientras que su influencia es menor para los valores del año 1980, con 27 años de retardos (68.7% y 75.2%).

Se ha efectuado un análisis de los efectos cruzados o la interacción multinivel entre las dos variables ecológicas significativas (la renta per cápita, por un lado, y el bienestar per cápita, por otro) y las características individuales significativas. Para ello se ha estimado un término de interacción entre el renta per cápita/el bienestar per cápita y la edad, la renta, el estado civil, la nacionalidad y el nivel de estudios. Como las variables ecológicas son significativas únicamente en el caso de la enfermedad crónica, las interacciones se han realizado para analizar si la renta per cápita o el bienestar per cápita afectan de forma diferente a la probabilidad de presentar enfermedad crónica según las variables individuales significativas.

Son significativas las interacciones entre la renta per cápita y los estados civiles soltero y viudo, y el nivel de estudios “formación e inserción laboral”. El efecto del renta per cápita para los individuos solteros y viudos es significativamente inferior que para los casados e interactúan disminuyendo la probabilidad de sufrir alguna enfermedad crónica, excepto en el caso de los viudos en 2003 en el que el efecto es superior (OR=0.458, 1980; OR=0.614, 1990 y OR=0.742, 2003, para los solteros y OR=0.631, 1980; OR=0.852, 1990 y OR=1.049, 2003, para los viudos). Como se observa, el término de interacción disminuye con el tiempo. La influencia de la renta per cápita sobre la probabilidad de presentar enfermedad crónica pasa de ser un 55.2% menor para los solteros en 1980, a sólo un 25.8% en 2003. En el caso de la influencia de esta variable con el estado civil viudo pasa de ser un 36.9% menor en 1980 a ser ligeramente superior para 2003 (4.9%).

La interacción entre la renta per cápita y el nivel de estudios “formación e inserción laboral” es mayor que uno, aumentando la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica (OR=2.284, 1980; OR=3.065, 1990 y OR=3.737, 2003). Como se observa, la interacción entre ambas variables es creciente en el tiempo, pasando de 128% en 1980 a 273% en 2003.

La interacción entre el bienestar per cápita y en nivel de estudios sólo es estadísticamente significativa en el caso del nivel de estudios “formación e inserción laboral” en el año 2003 (OR=3.25), indicando que la probabilidad de sufrir alguna enfermedad crónica en el caso del nivel de estudios “formación e inserción laboral” es 225% superior que para un individuo con estudios primarios.

Las principales conclusiones de este estudio son el cumplimiento de la HRA, dada la relación positiva encontrada entre el logaritmo de la renta neta personal y las dos

variables dependientes de salud utilizadas, y la verificación parcial de la HDR dependiendo de la variable de salud utilizada. Sólo para la enfermedad crónica, los ingresos monetarios per cápita y el bienestar per cápita regionales son significativos estadísticamente. La mayor importancia en este caso de los valores retardados (17 años) de estas variables apunta al potencial impacto que a largo plazo pueden tener las desigualdades económicas pasadas en la salud individual en el presente.

Discusión

La HRA se confirma a nivel regional para España tanto para la salud percibida como para la enfermedad crónica dado que la renta personal es significativa e influye positivamente en la salud individual. Este resultado concuerda con la mayoría de los estudios; autores como Craig (2005), Hou (2005) y Mellor y Milyo (2002) llegan a resultados similares, encontrando que a mayor nivel socioeconómico, mejor salud. Para España, Stoyanova y Díaz Serrano (2008), al igual que Blanco (2006) y Cantarero y Pascual (2005) también confirman la HRA.

La HRR se ha contrastado con seis indicadores de desigualdad socioeconómica, tres positivos y tres normativos, para dos aproximaciones alternativas de salud, la salud autopercebida y la enfermedad crónica. Ninguna de las seis especificaciones de desigualdad de renta y bienestar regional ha resultado significativa para la salud autopercebida, mientras que sí lo han resultado dos especificaciones en relación a la enfermedad crónica.

Subramanian et al. (2001), Wen et al. (2003) y Kennedy et al. (1998) encuentran que, en EEUU, las personas que viven en estados con menores niveles de renta presentan mayor probabilidad de percibir mala salud. Este resultado concuerda con los obtenidos por McLeod (2003), para el caso de Canadá, pero difiere con el de Blakely et al. (2003),

con datos de Nueva Zelanda. En España solamente dos trabajos (Stoyanova y Díaz Serrano (2008) y Blanco (2006) han contrastado la HRR a nivel regional utilizando para ello la renta per cápita, sin que encuentren evidencia de que se cumpla en ninguno de los dos casos. Regidor et al. (2003, 2006), sin embargo, hallan que la renta media es un factor protector de la salud si bien a nivel local.

La renta per cápita regional tiene una relación significativa positiva con la salud, reduciendo la probabilidad de sufrir una enfermedad crónica.

La utilización de dos medidas alternativas de salud, salud autopercebida y enfermedad crónica, ha permitido analizar la sensibilidad de los resultados ante cambios de variables *proxy* de la salud. Los resultados contrapuestos obtenidos, positivos en el caso de la enfermedad crónica y negativos para la salud percibida, sugieren la contingencia de los resultados en el contraste de la HRR ante cambios en la variable dependiente. La mayoría de los estudios, no obstante, optan por utilizar solamente una medida de salud, normalmente la salud autopercebida (Zheng, 2009; Oshio y Kobayashi, 2009) y en menor medida la existencia de enfermedades crónicas (Gravelle y Sutton, 2006; Stoyanova y Díaz Serrano, 2008).

Ninguno de los otros indicadores positivos de desigualdad, los índices de Gini y de Theil, han resultado significativos para ninguna de las dos variables dependientes utilizadas.

El índice de Gini ha sido utilizado frecuentemente para contrastar la HRR a nivel regional. Gravelle y Sutton (2006) para Gran Bretaña, Hou (2005) para Canadá, Blakely et al. (2003), con datos de Nueva Zelanda, y Mellor y Milyo (2001, 2002 y 2003) y Blakely et al. (2002) para EEUU emplean esta variable y ninguno de ellos encuentra evidencia de que se cumpla esta hipótesis. Wilkinson y Pickett (2008), Subramanian et

al. (2006), ambos con datos de EEUU, Craig (2005) para Escocia y Oshio y Kobayashi (2009) para Japón, por el contrario, afirman que la desigualdad de renta influye de manera negativa en la salud. En España, Stoyanova y Díaz Serrano (2008) y Blanco (2006) usan el índice de Gini sin que esta variable resulte significativa.

Concordando con los resultados de este trabajo, ni Zheng (2009, con datos de EEUU, ni Hou (2005), para Canadá, establecen que la desigualdad de renta, medida a través del índice de Theil, tenga alguna relación con la salud de la población. En España, a nivel regional, solamente se ha encontrado el trabajo de Blanco (2006) que, aunque no emplea metodología multinivel, utiliza entre otros el índice de Theil para contrastar la HRR, sin que esta variable sea significativa estadísticamente para explicar las variaciones en la salud autopercebida.

El índice de desigualdad normativo de Atkinson no alcanza significatividad estadística para ninguna de las variables dependientes, independientemente del grado de aversión a la desigualdad considerado. Son relativamente pocos los trabajos que utilizan indicadores normativos para contrastar la HRR. Zheng (2009), por ejemplo, para el caso de EEUU encuentra que se cumple dicha hipótesis, es decir, las personas que viven en estados que tienen un índice de desigualdad de Atkinson presentan peores niveles de salud, independientemente de sus características individuales. En España, sólo Regidor et al. (2003), utiliza este índice, a nivel local, encontrando influencia de la desigualdad de renta en la salud únicamente para las mujeres.

En este estudio se han utilizado varios índices de bienestar derivados del enfoque Dalton-Atkinson-Sen sobre funciones de bienestar social, en particular, se ha empleado el índice de bienestar per cápita, que satisface el criterio de equidad mínima (Sen, 1973) que da más peso en la valoración social del bienestar a los individuos con rentas

menores. Es una medida que combina la renta per cápita y la desigualdad de renta, indicando así el nivel de riqueza de cada región, una vez descontado el nivel de desigualdad de la misma. Esta variable es significativa para la enfermedad crónica y confirma parcialmente, junto con la renta per cápita, la HRR a nivel regional en España. Supone además uno de los pocos trabajos que estiman la influencia del bienestar social de una región en la salud de los individuos que residen en ella a través del bienestar per cápita.

La incorporación de variables retardadas permite establecer la influencia de la desigualdad de renta en periodos anteriores sobre la salud. Tanto la renta per cápita, como el bienestar per cápita, influyen de manera más importante reduciendo la probabilidad de padecer alguna enfermedad crónica cuando se considera el valor de estas variables en el año 1990 (17 años de retardo). Subramanian y Kawachi (2004) y Blakely et al. (2000), usando el índice de Gini, coinciden en afirmar que la desigualdad en renta influye de forma más pronunciada quince años más tarde. Subramanian (2006), sin embargo, no encuentra que el efecto del índice de Gini en la salud es sustancialmente diferente para períodos anteriores. No hay estudios previos que valoren los efectos de variables retardadas para España.

Para evaluar si la relación entre las variables individuales y la salud depende del nivel de desigualdad de la región, se ha realizado un análisis de los efectos cruzados entre las dos variables ecológicas y significativas y las variables individuales. El término de interacción entre la renta per cápita o el bienestar per cápita con el nivel de renta individual no resulta significativo. Otros autores que han efectuado un análisis de las interacciones entre la renta per cápita o la desigualdad de renta y la renta personal con resultados similares a los de este estudio son Mansyur et al. (2008), Hou (2005), Subramanian (2003c) y Mellor y Milyo (2002).

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

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

El estudio presenta algunas limitaciones metodológicas. Su carácter transversal impide extraer conclusiones causa efecto. Tampoco se puede rechazar completamente el sesgo de selección, ya que las personas enfermas graves no contestaron la encuesta. Finalmente, el hecho de trabajar con datos autodeclarados, podría provocar que la discapacidad social influya en algunas variables utilizadas en el estudio.

En conclusión, este estudio confirma la HRA en España, una mejor renta individual se traduce en mejor salud. La HRR se confirma parcialmente, dada la influencia positiva de la renta per cápita y del bienestar per cápita, a nivel regional, si bien sólo para la enfermedad crónica, lo que sugiere que los resultados son contingentes a la variable *proxy* de salud estimada. La inclusión de las variables retardadas permite concluir que tanto la renta per cápita como el bienestar per cápita afectan a la enfermedad crónica con hasta 17 años de retardo. Estos resultados señalan los potenciales efectos a largo plazo de las desigualdades de renta y de bienestar a nivel regional sobre la salud de los individuos residentes en ellas.

CAPÍTULO 4: INFLUENCIA DE LA RENTA, LA DESIGUALDAD DE LA RENTA Y DEL CAPITAL SOCIAL EN LA SALUD DE LOS MAYORES DE 65 AÑOS EN ESPAÑA⁴

El objetivo general de este estudio es contrastar la influencia sobre la salud de las personas mayores, de la renta personal (hipótesis de la renta absoluta, HRA), la desigualdad de renta y el bienestar (hipótesis de la desigualdad de renta, HDR) y el capital social. Se utilizan modelos logit multinivel transversales, separados para mujeres y hombres. La base de datos es la Encuesta de Condiciones de Vida del 2007. La población objeto de estudio está constituida por 6,259 personas mayores de 65 años, en las 17 comunidades autónomas de España. Este estudio es el primer trabajo que contrasta la relación entre la renta individual, la desigualdad de renta, el capital social regional y la salud autopercebida de las personas mayores en España.

Los objetivos específicos de este capítulo son:

1. Contrastar la relación entre la renta individual (HRA) y la salud autopercebida de la población mayor de 65 años en España en el año 2007.
2. Contrastar la relación entre la desigualdad de renta regional (HDR) la salud autopercebida de la población mayor de 65 años en España en el año 2007.
3. Contrastar la relación entre la variable mediadora del capital social y salud autopercebida de la población mayor de 65 años en España en el año 2007.

⁴Este capítulo ha sido elaborado en el marco de los proyectos de investigación “Análisis multinivel de la influencia de las desigualdades socioeconómicas a nivel de Comunidad Autónoma de los españoles 2004-2008” (0309/2009), financiado por la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía, e “Influencia de género, estatus, estilo de vida y desigualdad social territorial sobre el estado de salud percibida en Andalucía y las otras Comunidades Autónomas (1987-2006)” (3255), financiado por el Centro de Estudios Andaluces, ambos liderados por José Jesús Martín Martín y en los que ha colaborado María del Puerto López del Amo González.

Antecedentes

La esperanza de vida en España está entre las más altas del mundo, 78 años para los hombres y 84 años para las mujeres (Organización Mundial de la Salud, 2010). El diferencial de años favorable a las mujeres está matizado por su peor calidad, el porcentaje de mujeres mayores de 65 años que declaraban buena o muy buena salud en el año 2007 era de sólo un 28% frente a un 37% de los hombres (Instituto Nacional de Estadística, 2007).

Tanto la esperanza de vida como la percepción de la salud muestran notables diferencias entre regiones. Navarra y Madrid, con 82.5 años, presentan los mejores resultados frente a Andalucía, que con 79.8 años, tiene el valor más bajo. Por género, las mujeres que viven en Navarra y en la Rioja son las más longevas, con casi 86 años. Para los hombres la mayor esperanza de vida corresponde también a Navarra, junto con Madrid, con más de 79 años. Andalucía tiene los valores más bajos, tanto para mujeres como hombres (82.9 y 76.7 años, respectivamente) (Ministerio de Sanidad y Política Social, 2010). En relación a la salud autopercebida también existen diferencias regionales importantes. Navarra es la región con menor porcentaje de mujeres mayores de 65 años que declaran mala salud (60%), mientras que Murcia es la región en la que el mayor porcentaje de mujeres se encuentra mal (84%). En cuanto a los hombres, el porcentaje más bajo se encuentra en Baleares (48%) y el más alto en la Rioja (70%) (Organización Mundial de la Salud, 2009).

Estas diferencias de salud a nivel regional pueden ser explicadas parcialmente por las diferencias en las condiciones socioeconómicas de sus poblaciones, particularmente sus niveles de renta. En la mayoría de los países se han identificado diferencias significativas en salud entre los distintos grupos socioeconómicos, encontrándose una

relación positiva entre renta y salud (Gravelle y Sutton, 2006). Como se ha desarrollado en el capítulo uno, se suelen considerar dos aproximaciones de dicha relación, la hipótesis de la renta absoluta (HRA) y la hipótesis de la desigualdad de la renta (HDR).

La primera sugiere que existe una relación positiva cóncava entre salud y renta personal, lo que implica que incrementos adicionales de la renta individual aumentan la salud, aunque de manera decreciente. La investigación empírica ha generado un sólido, aunque no unánime, respaldo a esta hipótesis, tanto para la población en general (Jones y Wildman, 2008 y Mackenbach et al., 2005) como para las personas mayores (Murata et al., 2008; Buckley et al., 2004 y Azpiazu Garrido, 2002).

La importancia de la desigualdad de renta en la salud fue planteada en el trabajo seminal de Rodgers (1979) y desarrollada posteriormente por Wilkinson (1996) y Wilkinson y Pickett (2009). Estudios posteriores han desarrollado diversas especificaciones de la relación entre la desigualdad de renta y la salud, en particular la HDR, que supone que en los países desarrollados las áreas geográficas con una mayor desigualdad de renta presentan niveles inferiores de salud poblacional (Wagstaff y van Doorslaer, 2000).

Como se ha expuesto en el capítulo uno, el capital social es considerado una de las variables mediadoras más importantes entre la desigualdad de la renta y la salud individual, aunque no existe una definición consensuada del mismo. El enfoque sociológico enfatiza las relaciones interpersonales que permiten acceder a recursos o alcanzar determinados fines socialmente deseados (Coleman, 1990 y Putnam, 1995). El enfoque económico estima el capital social de manera análoga a otros activos como el capital físico (Pérez et al., 2005).

Aunque no se dispone de una definición consensuada en la literatura, si bien es posible encontrar características comunes, como la prevalencia de la confianza social y la

reciprocidad en el comportamiento social, la eficacia colectiva y la densidad del tejido asociativo (Stoyanova y Díaz Serrano, 2008).

La inexistencia de un marco teórico único ha derivado en diferentes variables para la medición del capital social. La mayoría de los estudios sobre relaciones entre capital social e indicadores de salud utilizan el enfoque sociológico, estimándolo mediante variables *proxy* como la participación electoral (Mohan et al, 2005; Islam et al, 2006), la sensación de seguridad en el vecindario (Subramanian et al, 2001, Olsen y Dahl, 2007), la confianza social (Mansyur et al, 2008; D'Hombres et al 2010), o mediante un conjunto de consideraciones, como pueden ser si el individuo tiene algún hobby, si se siente satisfecho con su vivienda o con las relaciones con los amigos, si piensa que en la mayoría de las personas se puede confiar, etc. (Oshio et al, 2009). Stoyanova y Díaz Serrano (2008) utilizan tres medidas alternativas de capital social autónomo para medir su influencia sobre la salud, el índice de abstención electoral, un índice de bienestar social y el gasto social de las administraciones públicas.

La evidencia empírica confirma que las personas que disfrutan de un mayor capital social tienen mejor salud, aunque los resultados no son unánimes (OECD, 2010). En el caso de los mayores, los resultados disponibles también señalan los beneficios de las redes sociales (Glass et al., 2006, Zunzunegui et al., 2001 y Zunzunegui et al., 2005).

La evidencia empírica en España relativa a la influencia de la desigualdad de renta y del capital social en la salud de los mayores es muy escasa (Azpiazu Garrido et al., 2000 y Zunzunegui et al., 2001), a pesar de su relevancia, la población mayor de 65 años suponía el 17% de la población española en el año 2006 (Instituto Nacional de Estadística, 2006), porcentaje que se estima ascenderá al 32% en el año 2060 (Eurostat, 2011).

Este trabajo contrasta la relación entre la renta individual (HRA), la desigualdad de renta regional (HDR), la variable mediadora del capital social y la salud autopercebida de la población mayor de 65 años en España en el año 2007.

Métodos

Base de datos

Se ha utilizado la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). El criterio de inclusión ha sido individuos mayores de 65 años, residentes en España. La muestra definitiva es de 6,259 individuos, 3,529 mujeres y 2,730 hombres, agrupados en las 17 comunidades autónomas de España.

VARIABLES INDIVIDUALES Y CONTEXTUALES

Las características de las variables individuales se encuentran en la tabla 10.

Tabla 10: Análisis descriptivo de las variables individuales de los individuos por tramos de edad

	65-69 años		70-74 años		75-80		Total	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Salud autopercebida	Buena o Muy Buena (38)	Buena o Muy Buena (48)	Buena o Muy Buena (29)	Buena o Muy Buena (38)	Buena o Muy Buena (23)	Buena o Muy Buena (31)	Buena o Muy Buena (28)	Buena o Muy Buena (37)
	Muy Mala, Mala o Regular (62)	Muy Mala, Mala o Regular (52)	Muy Mala, Mala o Regular (71)	Muy Mala, Mala o Regular (62)	Muy Mala, Mala o Regular (77)	Muy Mala, Mala o Regular (69)	Muy Mala, Mala o Regular (72)	Muy Mala, Mala o Regular (63)
	11765	12881	10743	11248	10692	11465	10854	11548
Renta equivalente del hogar media								
Estado civil	Casada (70)	Casado (84)	Casada (58)	Casado (84)	Casada (35)	Casado (75)	Casada (49)	Casado (80)
	Soltera separada, divorciada (9)	Soltero, separado, divorciado (12)	Soltera separada, divorciada (9)	Soltero, separado, divorciado (8)	Soltera separada, divorciada (8)	Soltero, separado, divorciado (6)	Soltera separada, divorciada (9)	Soltero, separado, divorciado (8)
	Viuda (21)	Viudo (4)	Viuda (33)	Viudo (8)	Viuda (57)	Viudo (19)	Viuda (42)	Viudo (12)
Nivel de estudios	Primaria (68)	Primaria (59)	Primaria (79)	Primaria (69)	Primaria (82)	Primaria (73)	Primaria (77)	Primaria (67)
	Secundaria 1ª etapa (15)	Secundaria 1ª etapa (16)	Secundaria 1ª etapa (10)	Secundaria 1ª etapa (14)	Secundaria 1ª etapa (9)	Secundaria 1ª etapa (10)	Secundaria 1ª etapa (11)	Secundaria 1ª etapa (13)
	Secundaria 2ª etapa (9)	Secundaria 2ª etapa (9)	Secundaria 2ª etapa (5)	Secundaria 2ª etapa (7)	Secundaria 2ª etapa (4)	Secundaria 2ª etapa (6)	Secundaria 2ª etapa (5)	Secundaria 2ª etapa (7)
	Formación e inserción laboral Superior (8)	Formación e inserción laboral Superior (1)	Formación e inserción laboral Superior (6)	Formación e inserción laboral Superior (9)	Formación e inserción laboral Superior (5)	Formación e inserción laboral Superior (11)	Formación e inserción laboral Superior (7)	Formación e inserción laboral Superior (12)
	Empresaria (3)	Empresario (4)	Empresaria (0)	Empresaria (1)	Empresario (0)	Empresario (0)	Empresaria (1)	Empresario (1)
Actividad	Asalariada (2)	Asalariado (6)	Asalariada (1)	Asalariada (1)	Asalariado (0)	Asalariado (0)	Asalariada (1)	Asalariado (2)
	Parada (1)	Parado (1)	Parada (0)	Parada (0)	Parado (0)	Parado (0)	Parada (0)	Parado (0)
	Jubilada (36)	Jubilado (84)	Jubilada (43)	Jubilada (97)	Jubilado (39)	Jubilado (98)	Jubilada (39)	Jubilado (94)
	Otra inactividad (58)	Otra inactividad (5)	Otra inactividad (56)	Otra inactividad (1)	Otra inactividad (61)	Otra inactividad (2)	Otra inactividad (59)	Otra inactividad (3)

La Encuesta de Condiciones de Vida considera que todos los mayores de 80 años tienen esta edad.

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

Como variable dependiente se ha considerado la salud autopercebida, recogida en la ECV en cinco categorías, que se han colapsado en una variable dicotómica, buena (muy buena y buena) y mala (regular, mala y muy mala) salud. La salud autopercebida predice bien la mortalidad, la morbilidad, la discapacidad y la utilización de los servicios sanitarios (Benyamini y Idler, 1999 y Frankenberg y Jones, 2004).

A nivel individual como variables independientes se han considerado, junto a la edad y el estado civil, el nivel de estudios, la renta individual y la actividad. Un análisis previo mostró que había diferencias entre los hombres y mujeres mayores de 65 años, por lo que los análisis se han efectuado separando los hombres de las mujeres. En relación al estado civil, se han agrupado las categorías soltero, separado y divorciado en una. Tener estudios primarios ha sido considerado categoría de referencia, representando al 77% de las mujeres y 67% de los hombres. La renta individual ha sido calculada como la renta total del hogar dividida por el número de unidades de consumo, según la escala de equivalencia modificada de la OCDE (2011). La renta media del hogar es 10,854 euros anuales para las mujeres y 11,548 euros para los hombres. Se ha utilizado el logaritmo de la renta individual, dada su relación no lineal con la salud. Ser jubilado ha sido considerada categoría de referencia, representando al 94% de los hombres y al 39% de las mujeres.

La definición y las características de las variables regionales se encuentran en las tablas 11 y 12.

Tabla 11: Definiciones y fórmulas de los indicadores regionales.

Indicador	Definición	Fórmula
Gini 2003	Desde un punto de vista geométrico, el Índice de Gini es el cociente entre el área contenida entre la línea de igualdad y la curva de Lorenz.	$G = \sum_{i=1}^n (p_{i-1}L_i - p_iL_{i-1})$ <p>donde p_i es el porcentaje de acumulación de la población y L_i es el porcentaje de acumulación de la renta.</p>
Bienestar pc 2003	El ingreso monetario neto ordinario per cápita, descontado por la medida de desigualdad, Índice de Theil.	$V^T(y) = Y(1 - T(y))$ <p>donde $T(Y)$ es el índice de Theil.</p>
Valor de los servicios de capital social per cápita 2001	Para la estimación del capital social se utilizan las siguientes partidas: el grado de conexión de la red, el coste marginal de la inversión en capital social, el índice de desigualdad de la distribución de la renta, la tasa de depreciación de stock de capital social, la tasa de descuento, la esperanza de vida de la edad media de la población, el número de ocupados, la renta, el salario y el stock de capital físico. Las variables <i>proxy</i> son respectivamente el ratio Crédito/PIB, % población en edad de trabajar con al menos estudios medios, Índice de Gini, tasa de paro, el tipo de interés, la mortalidad, número de ocupados, PIB, remuneración de asalariados/ocupados y stock de capital privado no residencial.	
Participación en Asociaciones 2008	Porcentaje de personas mayores de 65 años que declaran pertenecer a alguna asociación	

Fuente: Elaboración propia a partir de Goerlich, F.J., y Villar, A. *Desigualdad y Bienestar Social. De al teoría a la práctica*. Fundación BBVA, 2009, Pérez García, F., Montesinos Santalucía, V., Serrano Martínez, L., y Fernández de Guevara, J. La medición del capital social: una aproximación económica. Bilbao. Fundación BBVA, 2005 y Unión Democrática de Pensionistas y Jubilados de España. Deliberación mayor: Asociacionismo y disposición al voluntariado del colectivo de mayores, 2009. Disponible en: <http://www.imsersomayores.csic.es/documentos/documentos/udp-voluntariado-02.pdf> a 15 de mayo de 2011.

Tabla 12: Análisis descriptivo de las variables regionales.

	Porcentaje de mujeres mayores de 65 años que declaran tener mala salud	Porcentaje de hombres mayores de 65 años que declaran tener mala salud	Gini	Bienestar per cápita (euros)	Valor de los servicios de capital social per cápita (euros)	Porcentaje de personas mayores de 65 años que pertenecen a alguna asociación
Andalucía	77	65	0.283	4,163	236	36
Aragón	73	62	0.28	5,015	356	42
Asturias	67	66	0.234	5,665	281	44
Baleares	61	48	0.252	5,985	329	53
Canarias	77	66	0.304	3,945	284	45
Cantabria	72	60	0.28	4,524	329	37
Castilla y León	72	67	0.277	5,124	311	57
Castilla la Mancha	75	69	0.259	4,506	275	68
Cataluña	70	63	0.271	5,748	371	44
Valencia	70	57	0.274	5,274	301	54
Extremadura	72	53	0.277	4,137	230	43
Galicia	80	67	0.272	4,536	289	47
Madrid	62	62	0.297	5,223	406	51
Murcia	84	69	0.277	3,822	261	35
Navarra	60	60	0.257	6,129	396	80
País Vasco	64	58	0.257	5,604	406	35
La Rioja	77	70	0.276	4,899	319	48
Media	72	63	0.272	4,959	312	47
Max	84	70	0.304	6,129	406	80
Min	60	48	0.234	3,822	230	35
Coefficiente de variación	0.10	0.10	0.15	0.06	0.18	0.22

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Goerlich, F.J. y Villar, A. *Desigualdad y Bienestar Social. De al teoría a la práctica*. Fundación BBVA. 2009. Pérez García, F., Montesinos Santalucía, V., Serrano Martínez, L. y Fernández de Guevara, J. La medición del capital social: una aproximación económica. Bilbao. Fundación BBVA. 2005 y Unión Democrática de Pensionistas y Jubilados de España. Deliberación mayor: Asociacionismo y disposición al voluntariado del colectivo de mayores. 2009. Disponible en: <http://www.imsersomayores.csic.es/documentos/documentos/udp-voluntariado-02.pdf> a 15 de mayo de 2011.

La desigualdad económica se ha medido con el índice de Gini y el bienestar per cápita, calculados por Goerlich y Villar (2009) descritos en el capítulo anterior. El índice de Gini expresa el nivel de desigualdad de renta de una población en un rango de valores de 0 (renta igualitaria) a 1 (máxima desigualdad). El índice de Gini para España es 0.272. La mayor desigualdad corresponde a Canarias (0.304) y Madrid (0.297) y la menor a Asturias (0.234) y Baleares (0.252). El bienestar per cápita es una medida que combina la renta per cápita y la desigualdad de renta medida por el índice de Theil, indicando así el nivel de riqueza de cada región, una vez descontado el nivel de desigualdad de la misma. El bienestar per cápita medio es de 4,959 euros, siendo Navarra (6,129) y Baleares (5,985) las regiones con mayor bienestar per cápita y Murcia (3,822) y Canarias (3,945) las de menor bienestar per cápita.

El capital social se ha medido con el valor de los servicios de capital social per cápita de Pérez et al. (2005) y, alternativamente, con el porcentaje de mayores de 65 años que pertenecen a alguna asociación. Desde el punto de vista económico, Pérez et al. (2005) han utilizado una metodología similar a la empleada para la medición del resto de capitales acumulados, en la que se tienen en cuenta los pagos futuros y los costes de obtención de los mismos (tabla 11). El valor de los servicios de capital social para el año 2001 en España, último año disponible, es 312 euros per cápita. Madrid y País Vasco presentan el mayor capital social (406 euros per cápita) y Extremadura (230 euros per cápita) y Andalucía (236 euros per cápita) el menor. Desde una perspectiva sociológica, en España la medida del capital social, a nivel regional, se ha realizado tradicionalmente a través de los dos indicadores más utilizados a nivel internacional, la pertenencia a asociaciones cívicas y el nivel de confianza interpersonal (Torcal y Montero, 2000 y Mota y Subirats, 2000). Siguiendo esta aproximación, coherente con el enfoque comunitario de capital social de Putnam (1995), en este estudio se ha utilizado

el grado de asociacionismo de los mayores, medido como el porcentaje de personas mayores de 65 años que pertenecen a alguna asociación. El porcentaje de mayores de 65 años en el año 2008 que pertenecen a alguna asociación es del 47%. Navarra (80%) y Castilla la Mancha (68%) son las regiones con mayor participación electoral y Murcia (35%) y Andalucía (36%) las que tienen menor participación.

Modelos multinivel

Se han estimado cinco modelos *logit* multinivel. El primero permite contrastar la relación entre la renta individual y del nivel educativo y la salud autopercebida. Los siguientes modelos contrastan la asociación entre el índice de Gini, el bienestar per cápita, el valor de los servicios de capital social, el porcentaje de personas mayores de 65 años que pertenecen a alguna asociación y la salud autopercebida. Todos los modelos se calculan separadamente para hombres y mujeres.

La proporción de la varianza total en la variable dependiente que se debe a las diferencias entre los niveles (individual y contextual) se ha calculado mediante la correlación intraclase (ICC) y el *odds ratio* mediano (MOR) (Merlo et al., 2006). Como se ha mencionado en el capítulo de metodología la primera expresa la variabilidad en la salud autopercebida que se debe a las diferencias entre las CCAA mientras el MOR mide el incremento de la probabilidad de declarar mala salud, en el caso mediano, cuando una persona se muda de una región a otra, elegidas al azar, con mayor probabilidad de declarar mala salud.

El *software* utilizado es el STATA, versión 12 (STATA, 2011).

Resultados

El cálculo de la ICC, en el modelo vacío (sin incluir ninguna variable explicativa), permite identificar que el 1.8%, en el caso de la muestra de las mujeres, y el 0.46%, en el caso de los hombres, de la variabilidad en la salud autopercebida se debe a las diferencias entre las CCAA. El MOR es 1.26 para las mujeres y 1.12 para los hombres, es decir la probabilidad de declarar mala salud se incrementa en un 26 y un 12%, respectivamente, en el caso mediano, cuando una persona se muda de una región a otra con mayor probabilidad de declarar mala salud.

La tabla 13 recoge los efectos marginales de los cinco modelos. Los efectos marginales miden la asociación entre las variables independientes y la variable dependiente respecto al individuo base, que en este caso tiene 74 años, si es mujer, y 73 años, si es hombre, está casado y tiene estudios primarios, tiene una renta de 10,854 euros al año, si es mujer, y de 11,548 euros, si es hombre, está inactiva en el caso de la mujer y jubilado en el caso del hombre.

Tabla 13: Efectos marginales del análisis multinivel de la influencia de las desigualdades sociales y el capital social sobre la salud autopercibida de los mayores de 65 años en España en 2007.

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Edad	0.0096***	0.0128***	0.0096***	0.0128***	0.0095***	0.0128***	0.0097***	0.0130***	0.0096***	0.0128***
Estado Civil	Categoría de referencia: casado									
Soltero, separado, divorciado	0.0001	0.0112	-0.0016	0.0112	-0.0004	0.0112	0.0040%	0.0166	0.0006	0.0112
Viudo	0.0168	-0.0511*	0.0168	-0.0510*	0.0158	-0.0514**	0.0183	-0.0630**	0.0164	-0.0511*
Nivel de estudios	Categoría de referencia: primaria									
Secundaria 1ª etapa	-0.0923***	-0.0620**	-0.0922***	-0.0620**	-0.0958***	-0.0615**	-0.0935***	-0.0578**	-0.0945***	-0.0620**
Secundaria 2ª etapa	-0.1947***	-0.0907**	-0.1965***	-0.0907**	-0.1949***	-0.0902**	-0.1933***	-0.0961**	-0.1944***	-0.0945**
Inserción laboral	-0.0822	0.0760	-0.0856	0.0760	-0.0799	0.0748	-0.0757	0.0832	-0.0773	0.0761
Superiores	-0.1138***	-0.1116***	-0.1144***	-0.1116***	-0.1179***	-0.1111***	-0.1195***	-0.1028***	-0.1142***	-0.1115***
Actividad	Categoría de referencia: jubilado									
Asalariado	-0.1689**	-0.0588	-0.1714**	-0.0588	-0.1740**	-0.0588	-0.1806**	-0.0725	-0.1660**	-0.0588
Empresario	-0.0818	-0.1078	-0.0820	-0.1078	-0.0783	-0.1067	-0.0973	-0.0950	-0.0803	-0.1082
Parado	0.1905	0.1423	0.1938	0.1453	0.1916	0.1449	0.1930	0.1451	0.1872	0.1448
Otra inactividad	0.0096	0.1097*	0.0088	0.1097*	0.0012	0.1099*	0.0084	0.1229**	0.0113	0.1097*
Log renta equivalente del hogar	-0.0497***	-0.0596***	-0.0486***	-0.0596***	-0.0419***	-0.0576***	-0.0471**	-0.0661***	-0.0491***	-0.0597***
Índice de Gini ^a			0.59**	-0.01						
Log Bienestar per cápita					-0.7024***	-0.1314				
Log Valor de los servicios de capital social per cápita							-0.1358**	0.0144		
Porcentaje de mayores de 65 años que pertenecen a alguna asociación									-0.0020**	0.0003

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

^aLos resultados referentes al índice de Gini expresan la elasticidad y reflejan la variación en la probabilidad de declarar mala salud al incrementarse el índice de Gini en 1%

Fuente: Elaboración propia

Una mayor edad se asocia con una peor salud autopercebida en ambos géneros. Por cada año que se cumple, la probabilidad de declarar mala salud aumenta aproximadamente un punto porcentual, para ambos géneros.

En relación al estado civil, estar soltero, separado o divorciado no está significativamente asociado con la salud. En el caso de los hombres, ser viudo presenta una probabilidad 0.05 puntos porcentuales menor de tener mala salud que los casados.

El nivel educativo está asociado significativamente con la salud. Tanto para mujeres como para hombres, el mayor nivel educativo se asocia con una menor probabilidad de declarar mala salud.

En relación a la actividad, en el caso de las mujeres, ser asalariada es la única categoría que está asociada significativamente con la salud. Una mujer asalariada presenta una probabilidad 0, puntos porcentuales inferior a las jubiladas de tener mala salud autopercebida. Para los hombres, estar inactivo, frente a estar jubilado, aumenta la probabilidad de declarar mala salud en 0.11 puntos porcentuales, siendo esta categoría la única significativa.

La renta individual se asocia positivamente con la salud, un aumento de un punto porcentual de la renta está asociado con una reducción de 0.05 y 0.06 puntos porcentuales en la probabilidad de declarar mala salud.

La HDR se cumple parcialmente. Tanto la desigualdad de renta, medida a través del índice de Gini, como el bienestar per cápita regionales están asociados de forma significativa con la salud autopercebida, en el caso de las mujeres. La probabilidad de declarar mala salud se incrementa en un 0.59% y se disminuye en un 0.7%, respectivamente, al incrementarse el índice de Gini y el Bienestar en un punto porcentual.

El capital social, medido como el valor de los servicios de capital social y como el porcentaje de mayores de 65 años que pertenecen a una asociación, no es significativo para los hombres pero está significativamente asociado con la salud de las mujeres, asociándose un incremento de un punto porcentual en dichas variables con una reducción de la probabilidad de declarar mala salud del 0.14 y del 0.2%, respectivamente.

Discusión

La HRA se confirma a nivel regional para las personas mayores de 65 años en España, para los dos géneros, coincidiendo con la mayoría de los estudios para la población general, tanto a nivel internacional (Craig, 2005 y Hou y Myles, 2005) como a nivel nacional (Stoyanova y Díaz Serrano, 2008 y Blanco, 2006). En el ámbito específico de los mayores de 65 años, la evidencia empírica también confirma dicha hipótesis (Murata et al., 2008, Buckley et al., 2004, Azpiazu Garrido et al., 2002 y Smith, 2005).

La educación se asocia de forma significativa con la salud de las personas mayores en España. Mayor nivel educativo está asociado con un mejor nivel de salud de los mayores en diversos estudios (Buckley et al., 2004 y Ichida et al., 2009). También en España, los estudios de Ceresuela López et al. (2008) y de Azpiazu Garrido et al. (2002) confirman esta asociación. Murata et al. (2008) encuentran que este efecto disminuye al introducir la renta personal. Otros estudios han encontrado que el nivel educativo pierde importancia en las poblaciones mayores (Cutler y Lleras, 2006).

La HDR se ha contrastado con el índice Gini y el bienestar per cápita regionales, estando ambos asociados significativamente con la salud autopercebida de las mujeres, pero no con la de los hombres. El índice Gini ha sido utilizado frecuentemente para contrastar la HDR a nivel regional, tanto a nivel internacional como a nivel nacional, con resultados contradictorios. Wilkinson y Pickett (2006), en una revisión de la literatura existente sobre la

relación entre la desigualdad de la renta y la salud, encuentran que entre los estudios llevados a cabo a nivel regional, como es el caso del presente, el 73% confirman la existencia de dicha relación.

A nivel internacional, Oshio y Kobayashi (2009) estudian la relación entre la desigualdad de renta regional y la salud autopercebida a nivel regional en Japón, encontrando que los individuos que residen en regiones con altos niveles de desigualdad de renta tienden a declarar peor salud que los que viven en regiones más igualitarias. Craig (2005) confirma la asociación significativa entre la desigualdad de la renta y la salud autopercebida en Escocia, aunque esta asociación es más reducida que en el caso de la renta individual. Wilkinson y Pickett (2008) y Subramanian et al. (2006), ambos con datos de Estados Unidos (EEUU), confirman que la desigualdad de renta está relacionada negativamente con la salud. Para la población de mayores de 65 años, Ichida y Kondo (2009) confirman la relación negativa entre la desigualdad de la renta y la salud de los mayores de 65 años en un área de Japón.

Por el contrario, Gravelle y Sutton (2006) encuentran poca evidencia cuando se trabaja con datos de panel, de una relación independiente entre el índice de Gini y la salud de los individuos en Gran Bretaña. Hou et al. (2005), para Canadá, Blakely et al. (2002) con datos de Nueva Zelanda y Mellor y Milyo (2003) y Blakely et al. (2002) para EEUU, usan el índice de Gini sin encontrar evidencia del cumplimiento de la HDR.

En España, los trabajos de Martín et al. (2011), Stoyanova y Díaz Serrano (2008) y Blanco (2006) no confirman la HDR. El trabajo de Blanco y Ramos (2008) identifican la polarización de la renta entre individuos con igual edad y nivel educativo en cada región, y no entre regiones, como un factor que incide en la salud.

No se han encontrado estudios previos que midan la relación entre la salud y el bienestar regional, medido como la renta deflactada por el nivel de desigualdad de renta. Los resultados

son por tanto contingentes a la especificación de la variable de desigualdad utilizada, siendo necesarios posteriores estudios para confirmar su validez.

Las dos medidas de capital social utilizadas han resultado significativas para la salud autopercebida de las mujeres. Para la población general, los resultados de la influencia del capital social en la salud son contradictorios (Smith 2005, Mansyur et al., 2008 y D'Hombres et al., 2008). Para mayores de 65 años, Ichida et al. (2009) miden la influencia del capital social en Japón. El capital social influye positivamente en la salud, pero pierde su influencia tras controlar por el índice de Gini. Glass et al. 2006 definen un índice de compromiso social individual, el cual se asocia con menores niveles de depresión en mayores en EEUU. Zunzunegui et al. (2001) encuentran que el apoyo emocional, una forma de capital social individual, reduce las depresiones en mayores en España y Azpiazu Garrido et al. (2002) confirman que el sentimiento de soledad, al igual que la falta de apoyo social, empeoran la salud autopercebida.

Los resultados sugieren una mayor asociación entre la desigualdad de renta y el capital social y la salud autopercebida de las mujeres, frente a la de hombres mayores de 65 años.

En conclusión, este estudio confirma la HRA para las personas mayores de 65 años en España, un mayor nivel de renta individual está asociado con una mejor salud autopercebida, tanto para las mujeres como para los hombres. El nivel educativo está significativamente relacionado con la salud autopercebida de los mayores en España. La HDR se confirma parcialmente a nivel regional, dada la influencia positiva del índice de Gini y del bienestar per cápita, si bien sólo para las mujeres. El capital social parece actuar también como variable mediadora sólo en el caso de las mujeres.

Dado que éste es el primer estudio que aborda la influencia de la renta y de la desigualdad de renta regional en la salud percibida por los mayores de 65 años en España, sus resultados deben ser confirmados por posteriores investigaciones.

No obstante, la asociación entre renta individual y salud sugiere la importancia de políticas de transferencia de renta a nuestros mayores. Como señala la mayor parte de la evidencia disponible un mayor nivel de renta implica una mejor salud, mejorar el nivel de renta de los mayores de 65 años puede constituir por tanto una adecuada y eficaz política sanitaria.

Resulta menos evidente la eficacia de las políticas de reducción de las desigualdades de renta a nivel regional. Aunque los resultados señalan la importancia de la misma en el caso de las mujeres, la evidencia disponible es contradictoria. Se requieren más estudios, que confirmen o rechacen esta asociación, y analicen en su caso las causas de la misma.

CAPÍTULO 5: DIFERENCIAS SOCIOECONÓMICAS Y GEOGRÁFICAS EN LA PENSIÓN DE INCAPACIDAD PERMANENTE Y DE INVALIDEZ Y DE INVALIDEZ EN ANDALUCÍA⁵

El objetivo general de este capítulo es investigar qué variables están asociadas con la probabilidad de tener una pensión de incapacidad permanente o de invalidez (PI) en Andalucía. Para ello se utiliza la recientemente creada base de datos, la Base de Datos Longitudinal de la Población Andaluza (BDLPA) del año 2001. Se emplean modelos multinivel para estudiar qué variables individuales y contextuales están asociadas con la probabilidad de tener una pensión de invalidez y hasta qué punto el contexto (la provincia, el municipio, el barrio y el hogar) es relevante para explicar las diferencias individuales en la probabilidad de tener una PI.

Los objetivos específicos de este capítulo son:

1. Analizar la relación entre las variables individuales sociodemográficas y socioeconómicas y la probabilidad de tener una PI en Andalucía
2. Estudiar la asociación entre el nivel socioeconómico del hogar y la probabilidad de tener una PI en Andalucía
3. Determinar el efecto en la probabilidad de tener una PI del índice de privación a nivel de barrio
4. Investigar hasta qué punto el contexto es relevante para explicar las diferencias individuales en PI

⁵Este capítulo ha sido elaborado dentro de un programa de investigación financiado por el Consejo de Vida Laboral e Investigación Social de Suecia (FAS) [Dnr: 2010-0402, IP Juan Merlo], el Consejo de Investigación de Suecia (VR) [Dnr K2011-69X-15377-07-6, IP Juan Merlo], el Centro de Demografía Económica (CED), de la Universidad de Lund [una de las becas Linnaeus del Consejo de Investigación de Suecia, 2006] y el Ministerio de Ciencia e Innovación de España (CSO2008-06130/SOCI, CSO2010-11485-E y CSO2011-29970). Ha sido liderado por Juan Merlo y han participado Francisco J. Viciano Fernández, Diego Ramiro Fariñas y Sol Pia Juárez. La fuente de datos para este trabajo ha sido elaborada en el ámbito del proyecto de colaboración entre el Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía y el Consejo Superior de Investigaciones Científicas de España para el desarrollo de un "Sistema de Estadísticas Longitudinales de Población en Andalucía".

Antecedentes

En España, la incapacidad permanente se refiere a la situación de un trabajador que sufre de una discapacidad física o funcional que le deja incapacitado para el trabajo (Comisión Europea, 2011). El objetivo de la PI es cubrir la pérdida de ingresos debido a esta incapacidad de trabajo. Las personas que no han cotizado lo suficiente o que no han trabajado nunca tienen derecho a una PI no contributiva. En 2001, el número total de individuos que habían recibido algún tipo de PI en España fue de casi un millón y el coste total de estas pensiones ascendió a más de 7000 millones de euros (Ministerio de Trabajo e Inmigración, 2001). Andalucía es la comunidad autónoma más poblada de España, con 7,403,968 habitantes en 2001 (Instituto Nacional de Estadística, 2011). Andalucía cuenta con una de las rentas per cápita más bajas y una de las cifras de pensión de invalidez más altas per cápita en el país (Instituto Nacional de Estadística, 2011 y Ministerio de Trabajo e Inmigración, 2001). En la situación de la actual recesión económica mundial, el elevado número de personas con PI es una preocupación para todos los estados del bienestar, y para ser capaces de controlar su incidencia, es necesario investigar qué variables están asociadas con la probabilidad de recibir un PI.

La investigación ha demostrado que existe una relación positiva entre la posición socioeconómica y la salud, a nivel individual (Furnee et al., 2010). Por lo tanto, es de esperar que las personas con un nivel socioeconómico bajo son más propensas a necesitar una PI (Krokstad et al., 2002; Karlsson et al., 2008 y Leinonen et al., 2011). Además, el contexto en el que viven los individuos y sus características socioeconómicas también está asociados con la probabilidad de recibir una PI (Krokstad et al., 2004 y Johnell et al., 2006).

A pesar la importancia del contexto para estudiar la salud de los individuos, la mayoría de los estudios con respecto la PI y sus factores de riesgo se han llevado a cabo a nivel individual,

sin tener en cuenta el contexto en el que viven los individuos (Leinonen et al., 2011; Bruusgasrd et al., 2010 y Gravseth et al., 2007). Sin embargo, la única manera de contrastar empíricamente la relación entre las características individuales y contextuales y la probabilidad de PI, de una forma convincente, es el uso de los datos individuales y contextuales de forma simultánea. Como se ha expuesto en el capítulo dos, la metodología más adecuada para este fin es la metodología multinivel. Los modelos multinivel permiten el análisis de la influencia sobre el resultado de varias variables de diferentes niveles (Goldstein, 2009) y proporcionan información sobre el grado de influencia de cada nivel considerado en el resultado. Sin embargo, la evidencia sobre la influencia simultánea de variables individuales y contextuales en la propensión de la PI con análisis multinivel es escasa (Johnell et al., 2006; Laine et al., 2009; Beckman et al., 2006 y Witvliet et al., 2011).

En este estudio se emplearon dos métodos de análisis diferentes, los efectos contextuales generales y los efectos contextuales específicos (Merlo et al., 2009), descritos en el capítulo 2 de metodología. El estudio de los efectos contextuales generales se cuantifica en qué medida las provincias, los municipios, las secciones censales y los hogares familiares condicionan la probabilidad de tener una PI, sin especificar ninguna otra característica del contexto que las propias fronteras que definen el mismo. Se ha considerado la sección censal un *proxy* de barrio.

En segundo lugar, se han investigado los efectos contextuales específicos, también descritos en el capítulo 2, analizando la asociación entre las características contextuales específicas de los barrios y la probabilidad de tener una PI. Concretamente se ha estimado la asociación entre el nivel de privación del barrio y la probabilidad de tener una PI.

Tradicionalmente, el análisis del efecto de las características contextuales sobre la salud de los individuos se ha centrado en áreas geográficas como los municipios o regiones, mientras que

en otros contextos, como la familia, no han sido considerados en la misma medida (Merlo et al., 2006). Sin embargo, algunas pruebas muestran una alta correlación en la salud entre los miembros del mismo hogar (Lawlor y Mishra, 2009). Por otro lado, la decisión final sobre si un individuo se le otorga una PI es tomada por la Dirección Provincial del Instituto Nacional de Seguridad Social. Por ello es razonable que las provincias sean incluidas en el modelo.

Métodos

Base de datos

En este capítulo se ha empleado la Base de Datos Longitudinal de la Población Andaluza (BDLPA), creada por el Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía, en colaboración con el Instituto Nacional de Estadística y el Consejo Superior de Investigaciones Científicas de España (Viciano et al., 2010). Esta base de datos contiene información sobre variables sociodemográficas y socioeconómicas, tanto a nivel individual como del hogar, así como información sobre la posible posesión de una PI para todas las personas residentes en Andalucía de acuerdo con el Registro Nacional de Población (más de siete millones de personas en 2001). La información sobre el lugar de residencia de los individuos (sección censal –barrio-, municipio y provincia) permite llevar a cabo investigaciones mediante modelos multinivel, cuyos ventajas fueron descritos en el capítulo 2 de metodología.

Para la realización del presente estudio, se ha trabajado con una muestra aleatoria del 10% de todas las viviendas de Andalucía que se registraron en el censo de 2001. Se ha utilizado la información de la línea de base de la BDLPA, que coincide con la información contenida en el censo de 2001. Del original de 715,628 personas identificadas en la muestra, 467,013 de ellos tenían entre 18 y 65 años. Estas personas vivían en 200,560 hogares, en 5,380 barrios, en 769 municipios de las ocho provincias de Andalucía.

VARIABLES INDIVIDUALES

La variable dependiente del presente estudio es el hecho de que un individuo tenga una PI. Como variables independientes individuales se consideraron la edad, el género y el nivel educativo. La edad se consideró en grupos de aproximadamente cinco años (18-24... 60-65). El grupo de menor edad fue considerado como grupo de referencia. En cuanto a género, los hombres y las mujeres fueron analizados en conjunto. Se realizó un análisis anterior por separado para hombres y mujeres, sin que se encontraran diferencias sustanciales entre ambos.

El nivel educativo se clasificó en cuatro categorías, muy bajo (no sabe leer o escribir), bajo (sabe leer y escribir pero fue menos de cinco años a la escuela), medio (fue a la escuela cinco años o más pero sin completar EGB, ESO o Bachiller Elemental) y alta (Bachiller superior, BUP, Bachiller LOGSE, COU, PREU, FPI, FP grado medio, Oficialía Industrial o equivalente, FPII, FP superior, Maestría industrial o equivalente, Diplomatura, Arquitectura o Ingeniería Técnica; tres cursos aprobados de Licenciatura, Ingeniería o Arquitectura, Arquitectura, Ingeniería, Licenciatura o equivalente o Doctorado).

VARIABLES DEL HOGAR

Como variables *proxy* del nivel socioeconómico del hogar, se incluyeron dos variables diferentes. Por un lado, se determinó si el hogar poseía una segunda vivienda más allá de la principal y, por otro lado, se consideró si el hogar poseía al menos un vehículo de motor (sin tener en cuenta las motocicletas o los vehículos utilizados sólo con fines profesionales).

VARIABLES CONTEXTUALES

Para el análisis de la influencia del nivel de privación de los barrios en la salud de sus habitantes, se creó un índice de privación inspirado en el trabajo de Ocaña-Riola et al. (2007).

Dicho índice se compuso de la proporción de individuos con un nivel educativo muy bajo, la proporción de desempleados y la proporción de trabajadores manuales de cada uno de los barrios. Se clasificaron las tres variables en cinco grupos por quintiles y después se sumaron los quintiles para obtener el índice de privación. Finalmente, se categorizó el índice de privación en cinco grupos y se utilizó el grupo de menor privación como grupo de referencia en las estimaciones.

Modelos multinivel

Dada la estructura jerárquica de los datos, compuestos por individuos (nivel 1), en hogares (nivel 2), anidados en los barrios (nivel 3), en cada uno de los municipios (nivel 4), que comprenden las ocho provincias de Andalucía (nivel 5), el análisis empleado fue un análisis de regresión logística multinivel (Goldstein, 2009).

En este capítulo, se empezó estimando los *restricted iterative generalised least squares* (RIGLS) (Goldstein, 2003), para después aplicar el método *Markov chain Monte Carlo* (MCMC) (Browne, 2009a) con una expansión del parámetro a nivel del hogar (Browne, 2009b). Para la comparación de los modelos se usó el criterio de información de la desviación Bayesiano (BDIC), considerando una reducción del BDIC mayor de 10 un indicador de una mejora en el ajuste del modelo (Spiegelhalter et al., 2002).

.a) Modelos

Se crearon seis modelos consecutivos. El primero fue el modelo vacío, que sólo contiene la constante. Este modelo proporciona información sobre cómo la variación individual en la probabilidad de tener una PI se distribuye en los diferentes niveles de análisis.

En el segundo modelo se añadieron género y edad como un efecto aleatorio, permitiendo así que los coeficientes varíen de un barrio a otro. En el tercer modelo se añadió el nivel

educativo, considerando el nivel más alto como grupo de referencia. En el modelo cuatro se agregó la posición socioeconómica de los hogares, considerando el grupo de hogares que poseen una segunda vivienda y los que no poseen un vehículo de motor como grupos de referencia. El modelo cinco contiene el índice de privación, compuesto por la proporción de individuos que no saben leer o escribir, la proporción de desempleados y la proporción de trabajadores manuales de cada barrio. Por último, en el modelo seis que incluyen las ocho provincias andaluzas como efecto fijos, considerando Sevilla como la provincia de referencia.

En la interpretación de los análisis de regresión multinivel, se distingue entre los efectos del contexto general y específico, descritos en el capítulo dos de metodología.

b) Efectos contextuales generales

Los efectos contextuales generales dan información sobre en qué medida las áreas objeto de la investigación condicionan las diferencias individuales en la probabilidad de tener una PI. Para ello se calcularon el Coeficiente de Participación de la Varianza (VPC) y el *Odds Ratio* Mediano (MOR). Se calculó el VPC en los niveles del municipio, del barrio, y del hogar, de acuerdo con el método de la variable latente (Merlo et al., 2005 y Larsen et al., 2005).

Como ya se ha mencionado el MOR es una forma alternativa de expresar la variación de área (Merlo et al., 2005 y Larsen et al., 2005). El MOR se define como el valor de la mediana de la distribución de los *odds ratio* obtenido al escoger al azar a dos personas de diferentes áreas y la comparación de la persona de la zona de mayor riesgo con la persona de la zona de menor riesgo.

c) Efectos contextuales específicos

Los efectos contextuales específicos proporcionan información sobre la existencia de una asociación entre una características concreta de un área y la salud individual. Se estimo el efecto contextual específico del índice de privación de los barrios.

Se realizó el análisis utilizando MLwiN, la versión 2.24 (Rabash et al., 2004).

Resultados

La Tabla 14 muestra las características de la muestra de individuos que residen en Andalucía en el momento del censo de 2001 por quintiles del índice de privación en el barrio.

Tabla 14. Características de la muestra aleatoria del 10% de la población de hombres y mujeres de 18-65 años que residieron en Andalucía en 2001, por quintiles del índice de privación del barrio. Los valores indican el porcentaje de individuos en cada categoría.

	Índice de Privación				
	1 ^{er} quintil N= 136189	2 ^o quintil N= 91080	3 ^{er} quintil N= 94326	4 ^o quintil N= 81338	5 ^o quintil N= 64080
Pensión de incapacidad permanente o de invalidez					
Sí	2.2	2.8	3.4	3.9	4.7
Género					
Hombres	48.6	49.5	50.3	51	50.9
Edad, media	39	39	39	38	38
Nivel educativo					
Muy bajo	0.3	1	2	3.7	5.7
Bajo	18.7	30	37.3	42.8	48.6
Medio	26.2	32.1	32.3	31.2	30.1
Alto	54.8	36.9	28.4	22.4	15.7
Tiene segunda vivienda	20.4	12.9	10	8.2	5.9
No tiene vehículo	13	16.7	19.7	22.5	27.2

Fuente: Elaboración propia

Como se observa, como la privación aumenta, también aumenta el porcentaje de individuos con PI. Hubo una proporción ligeramente mayor de hombres en los barrios más desfavorecidos.

En cuanto a los logros educativos, el porcentaje de personas con educación baja y muy baja han aumentado considerablemente al pasar de menos a los barrios más desfavorecidos. Como

era de esperar, la proporción de individuos con el logro educativo muy alto fue considerablemente mayor en los barrios menos pobres, así como el porcentaje de personas con una segunda vivienda y de vehículo de motor con al menos uno.

La tabla 15 y las figuras 2 y 3 proporcionan información sobre los efectos contextuales generales. La tabla 2 muestra las varianzas de los diferentes niveles de análisis.

Tabla 15. Análisis multinivel de la varianza mostrando los efectos contextuales generales de la probabilidad de tener una pensión de incapacidad permanente o de invalidez para hombres y mujeres entre 18-65 años residentes en Andalucía en 2001. Los valores son varianzas (errores estándar).

<i>Efectos contextuales generales</i>	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Varianza						
Municipio($\sigma^2_{\text{MUNICIPIO}}$)	0.134 (0.017)	0.152 (0.016)	0.113 (0.015)	0.114 (0.015)	0.107 (0.014)	0.052 (0.010)
Barrio(σ^2_{BARRIO})	0.161 (0.013)					
$\sigma^2_{\text{INTERCEPT}}$		0.125 (0.044)	0.068 (0.021)	0.047 (0.013)	0.050 (0.017)	0.050 (0.016)
σ^2_{EDAD}		0.008 (0.001)	0.009 (0.001)	0.008 (0.001)	0.009 (0.001)	0.008 (0.001)
$\sigma^2_{\text{GÉNERO}}$		0.095 (0.035)	0.188 (0.038)	0.197 (0.037)	0.197 (0.034)	0.198 (0.036)
$\sigma_{\text{INTERCEPT*EDAD}}$		-0.018 (0.007)	-0.017 (0.005)	-0.014 (0.004)	-0.017 (0.005)	-0.015 (0.005)
$\sigma_{\text{INTERCEPT*GÉNERO}}$		0.041 (0.022)	0.057 (0.019)	0.050 (0.020)	0.064 (0.019)	0.055 (0.019)
$\Sigma_{\text{EDAD*GÉNERO}}$		-0.013 (0.004)	-0.024 (0.005)	-0.025 (0.005)	-0.026 (0.004)	-0.025 (0.005)
Hogar(σ^2_{HOGAR})	1.152 (0.055)	1.362 (0.067)	1.340 (0.066)	1.341 (0.068)	1.343 (0.069)	1.346 (0.065)
Individual ^a	3.29	3.29	3.29	3.29	3.29	3.29
Criterio de Información de la Desviación Bayesiano (BDIC)	125759.40	112112.53	108663.45	107681.56	107628.26	107575.61
BDIC cambio comparado con el modelo anterior		-13646.87	-3449.08	-981.89	-53.3	-52.7

^aEl valor de la varianza a nivel individual en la distribución logística es $\pi^2/3$ o 3,29 en todos los modelos.

El modelo 1 es el modelo vacío, el modelo 2 contiene la edad y el género, el modelo 3 contiene la edad, el género y el nivel educativo, el modelo 4 contiene la edad, el género, el nivel educativo, el hecho de que el hogar tenga una segunda vivienda y el hecho de que el hogar no tenga un vehículo de motor, finalmente, el modelo 5 contiene, además de las variables en el modelo 4, el índice de privación del barrio.

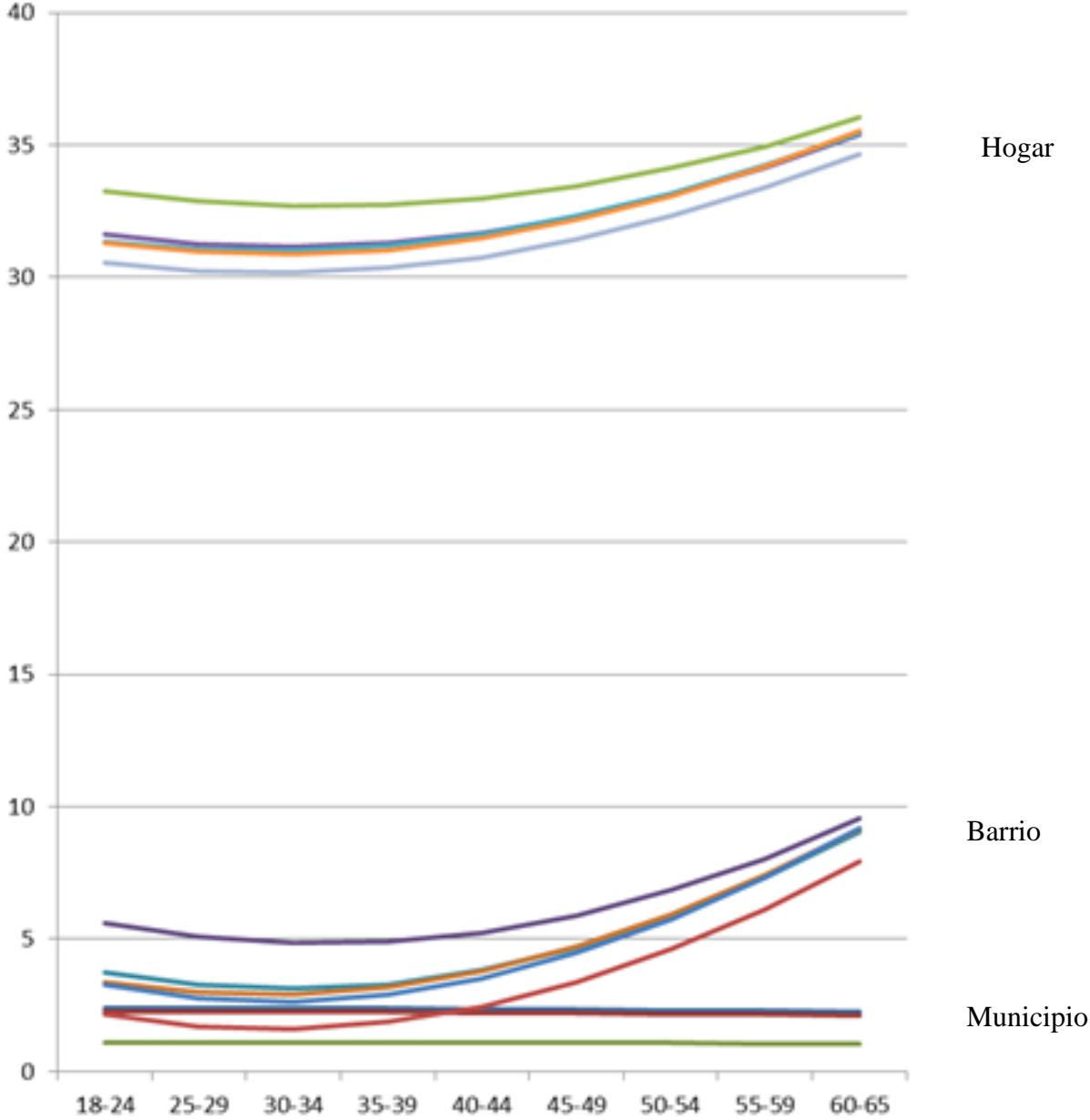
Fuente: Elaboración propia

Al incluir en el modelo 2 las características individuales, el ajuste del modelo mejoró sustancialmente, lo cual se observa en la reducción de la BDIC en 13.647 unidades. La inclusión del nivel educativo (modelo 3), la posición socioeconómica del hogar (modelo 4), el índice de privación del barrio (modelo 5), y las provincias (modelo 6) mejoró el ajuste del modelo, en 3449, 982, 53 y 53, unidades respectivamente.

Las figuras 2 y 3 muestran el VPC para los diferentes niveles de análisis (hogares, barrios y municipios), para hombres y mujeres, y cómo varía entre los diferentes grupos de edad.

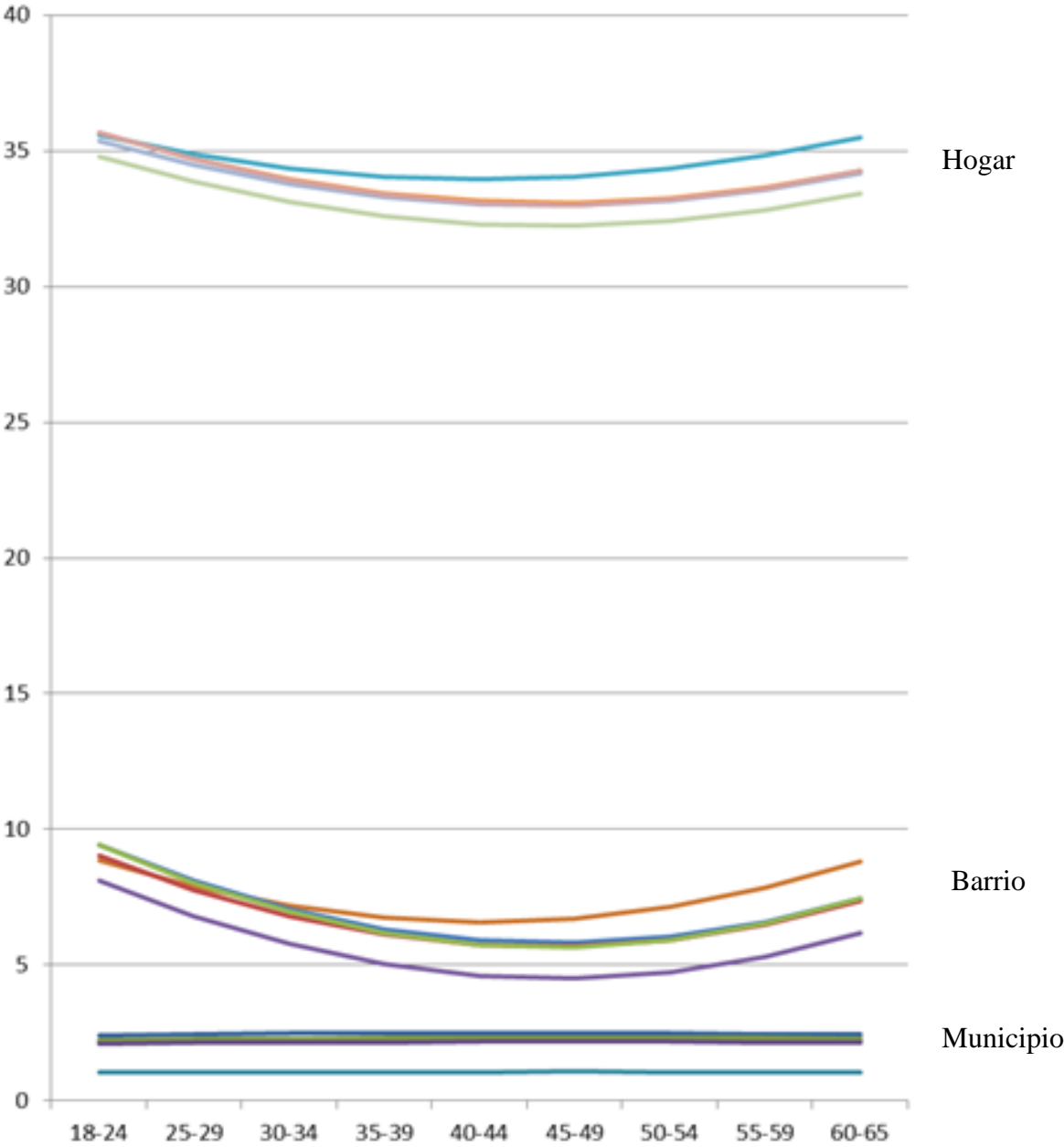
En ambas figuras, el grupo de líneas más alto representa el nivel del hogar. El grupo de líneas en el medio representa el nivel del barrio y el más bajo representa el nivel del municipio. En todos los casos, la línea más alta de cada grupo de líneas representa al modelo 2, mientras que la más baja representa al modelo 6.

Figura 3: Coeficiente de Participación de la Varianza (VPC) a nivel de municipio, barrio y hogar, por grupos de edad de cinco años cada uno. Hombres.



Fuente: Elaboración propia

Figura 4: Coeficiente de Participación de la Varianza (VPC) a nivel de municipio, barrio y hogar, por grupos de edad de cinco años cada uno. Mujeres.



Fuente: Elaboración propia

En el modelo de vacío, la variación espacial en los municipios, barrios y de los hogares representó el 2,8, 6,2 y 30,5%, respectivamente ($VPC_{\text{MUNICIPIO}} = 0,028$, $VPC_{\text{BARRIO}} = 0,062$ y $VPC_{\text{HOGAR}} = 0,305$). El MOR fue de 1,42, 1,68 y 3,14, respectivamente. Una proporción considerable del total de la variación en la probabilidad de PI a nivel individual, se encontraba en el nivel de los hogares, siendo el VPC más del 35% para algunos grupos de edad. Esta proporción fue menor a nivel de barrio y de municipio, aunque el VPC alcanzó casi el 10%, y el MOR casi 2, a nivel de barrio, en algunos grupos de edad.

La inclusión de las provincias en el modelo 6 redujo a la mitad de la varianza a nivel municipal y redujo el VPC en todos los grupos de edad, tanto para los hombres como para las mujeres, lo que indica que una parte de la variación en la probabilidad de tener una PI es otorgable al nivel provincial.

La tabla 16 muestra la relación entre las variables individuales, las del hogar y las del barrio y la probabilidad de tener una PI.

Tabla 16. Análisis multinivel de la asociación entre las variables individuales y del hogar y la pensión de incapacidad permanente y de invalidez, al igual quede los efectos contextuales específicos, para los individuos de 18-65 años residentes en Andalucía en 2001. Los valores expresan los *Odds Ratios* (OR) y los Intervalos de Confianza (IC) del 95%

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6	
	OR	95% IC	OR	95% IC	OR	95% IC	OR	95% IC	OR	95% IC	OR	95% IC
Hombres			2.34 (2.24 – 2.45)		2.75 (2.62 – 2.89)		2.80 (2.67 – 2.94)		2.80 (2.67 – 2.95)		2.80 (2.66 – 2.94)	
Edad (incremento de cinco años)			1.48 (1.46 – 1.49)		1.35 (1.34 – 1.36)		1.35 (1.34 – 1.36)		1.36 (1.34 – 1.37)		1.36 (1.34 – 1.37)	
Nivel educativo												
Alto					Referencia		Referencia		Referencia		Referencia	
Medio					1.91 (1.79 – 2.05)		1.81 (1.70 – 1.93)		1.75 (1.64 – 1.88)		1.76 (1.64 – 1.88)	
Bajo					3.51 (3.30 – 3.73)		3.06 (2.88 – 3.26)		2.91 (2.73 – 3.11)		2.92 (2.73 – 3.11)	
Muy bajo					15.85 (14.41 – 17.43)		11.59 (10.54 – 12.75)		10.68 (9.67 – 11.79)		10.70 (9.69 – 11.81)	
Tener una segunda vivienda							0.88 (0.82 – 0.94)		0.90 (0.84 – 0.96)		0.90 (0.84 – 0.96)	
No tener vehículo							2.06 (1.98 – 2.16)		2.04 (1.95 – 2.14)		2.04 (1.95 – 2.14)	
<i>Efectos contextuales específicos</i>												
Índice de privación												
1 ^{er} quintil									Referencia		Referencia	
2 ^o quintil									1.09 (1.01 – 1.17)		1.09 (1.01 – 1.16)	
3 ^{er} quintil									1.15 (1.07 – 1.23)		1.16 (1.08 – 1.25)	
4 ^o quintil									1.20 (1.12 – 1.29)		1.21 (1.12 – 1.30)	
5 ^o quintil									1.31 (1.21 – 1.42)		1.31 (1.22 – 1.42)	
Provincia												
Almería											0.59 (0.50 – 0.69)	
Cádiz											0.74 (0.65 – 0.85)	
Córdoba											0.62 (0.54 – 0.70)	
Granada											1.09 (0.97 – 1.22)	
Huelva											1.02 (0.89 – 1.18)	
Jaén											0.58 (0.51 – 0.66)	
Málaga											0.91 (0.81 – 1.03)	
Sevilla											Referencia	

Fuente: Elaboración propia

Los resultados muestran que los hombres tienen una probabilidad significativamente mayor de tener una PI (Odd Ratio [OR] = 2,80, intervalo de confianza [IC] = 2,66 - 2,94). La probabilidad aumenta con la edad, pasando de un grupo de edad a otro (es decir, un aumento de cinco años), incrementa la probabilidad de aproximadamente un 36% (OR = 1,36, IC = 1,34 - 1,37). El nivel educativo bajo es un factor de riesgo: cuanto menor sea el nivel educativo, mayor es la probabilidad de tener una PI (OR = 10,70, 2,92 y 1,76, respectivamente, para la educación muy baja, baja y media). La posición socioeconómica del hogar es un factor protector, tener una segunda vivienda reduce la probabilidad de tener una PI en un 10% (OR = 0,90, IC = 0,84 - 0,96) y no tener un vehículo de motor la duplica (OR = 2,04, CI = 1,95 - 2,14).

La tabla 16 muestra que la privación del barrio se asocia con una mayor probabilidad de tener una PI. Una persona que vive en uno de los barrios con mayor nivel de privación tiene un 31% mayor probabilidad de tener una PI que una persona en uno de los barrios con menor nivel de privación (OR = 1,31, IC = 1,22 - 1,42). La inclusión de las provincias en el modelo 6 demostró que, comparando con Sevilla, hay una menor probabilidad de tener PI en Almería, Cádiz, Córdoba y Jaén, mientras que Granada y Huelva tienen una probabilidad algo más alta, aunque los intervalos de confianza contienen el 1.

Discusión

De acuerdo con el análisis de los efectos contextuales generales en Andalucía, se observó que una proporción considerable del total de la variación en la probabilidad de tener una PI a nivel individual, se encontraba en el nivel de los hogares (VPC_{HOGAR} en el modelo 1 = 30,5%). Esta proporción fue menor en los niveles del barrio y del municipio, aunque el VPC alcanzó casi el 10% a nivel de barrio, en algunos grupos de edad. La proporción de la variabilidad en la probabilidad individual de tener una PI a nivel municipal fue relativamente pequeña

($VPC_{\text{MUNICIPIO}}$ en el modelo 1 = 2,8%), y fue reducida a la mitad cuando, en el modelo 6, se introdujeron las provincias como un efecto fijo en el modelo. Esto es razonable, ya que la decisión final sobre si un individuo se le otorga una PI se toma a este nivel. La proporción de la variabilidad en la probabilidad de tener una PI que es otorgado al nivel de los hogares es relativamente alta, lo cual puede ser causado por la existencia de factores genéticos y ambientales que son compartidos por todos los miembros de la misma familia (Lawlor y Mishra, 2009). La existencia de un marco genético similar, así como de conductas aprendidas y mecanismos de adaptación, puede condicionar que la probabilidad de que se le otorgue una PI a los miembros del mismo hogar sea similar. No se han encontrado estudios previos que investiguen los efectos contextuales generales de la PI.

En relación a la asociación entre las variables individuales y del hogar y la probabilidad de tener una PI, los resultados muestran que los hombres tenían una mayor probabilidad de PI. Este resultado coincide con los de algunos estudios anteriores, tanto en España (Benavides et al., 2010 y Gispert-Magarolas et al., 2009) como en otros países (Krikstad et al., 2004), pero se diferencia de los de otros (Krokstad et al., 2002; Gravseth et al., 2007; Albertsson et al., 2007; Karlsson et al., 2006 y Gjesdal et al., 2004). Algunos estudios no encontraron diferencias de género (Gjesdal y Bratberg, 2002 y Suominen et al., 2005).

La edad resultó un factor de riesgo: con cada aumento de la misma en cinco años, la probabilidad de tener una PI se aumentó casi tres veces. Otros estudios de España han encontrado resultados similares (Benavides et al., 2010 y Gispert-Magarolas et al., 2009)), al igual que estudios de otros países (Karlsson et al., 2008; Bruusgaard et al., 2010; Gjesdal et al., 2004; Gjesdal y Bratberg, 2002 y Karlsson et al., 2007).

Los resultados muestran claramente la asociación positiva entre un bajo nivel educativo y una mayor probabilidad de tener PI: los individuos con nivel educativo muy bajo presentan una probabilidad más de diez veces mayor de tener una PI en comparación con aquellos con un alto nivel. Este resultado está de acuerdo con la gran mayoría de los estudios anteriores (Krikstad et al., 2002; Bruusgaard et al., 2010; Gravseth et al., 2007; Beckman et al., 2006; Witvliet et al., 2011 y Johansson et al., 2011).

El nivel educativo de los individuos, junto con las dos *proxies* de bienestar del hogar (tener una segunda vivienda y tener un vehículo de motor), se utilizó para determinar la asociación entre la posición socioeconómica y la PI. Los resultados muestran que existe una relación negativa entre ambas, resultado que va en la misma línea que la literatura previa (karlsson et al., 2008 y Leinonen et al., 2011).

Respecto del análisis de los efectos contextuales específicos, se ha detectado una asociación significativa y positiva entre la privación a nivel de barrio y la probabilidad de tener una PI. No se ha encontrado ningún estudio previo de la asociación entre la privación a nivel de barrio y la probabilidad de tener una PI, aunque Krokstad et al. (2004), utilizando datos de Noruega y ajustando por edad y género, analizaron la asociación entre privación a nivel municipal y la probabilidad de PI, encontrándose una relación significativa y positiva.

En relación a los estudios que emplean análisis multinivel para investigar la relación entre las características individuales y contextuales y la PI, hay poca evidencia empírica. Johnell et al. (2006) estudiaron la asociación entre la participación social del barrio y la propensión de las mujeres de tener una PI en una ciudad sueca, encontrando una asociación negativa significativa. Beckman et al. (2006) examinaron la asociación entre el país de las personas de edad y la probabilidad de tener un PI y encontraron que, independientemente de la situación socioeconómica individual, los individuos de los países de ingresos medios tuvieron una

mayor probabilidad de tener una PI que los de los países ricos. Laine et al. (2009) encontraron una asociación significativa entre el estrés en el trabajo y la probabilidad de tener una PI, incluso después de ajustar por características demográficas y de comportamiento de riesgo para la salud. Witvliet et al. (2011) estiman las diferencias en la discapacidad, ajustando por el nivel individual de educación y situación de empleo en 46 países. Encontraron que el bajo nivel educativo fue un factor de riesgo que aumentaba la probabilidad de necesitar una pensión de invalidez.

En España, Benavides et al. (2010), en un estudio para los años 2004 y 2007, investigaron la incidencia y las razones de tasas crudas y ajustadas de incapacidad permanente mediante modelos de regresión de Poisson. Gispert-Magarolas et al. (2009) analizaron la asociación entre variables individuales y regionales y la discapacidad, encontrando diferencias sustanciales en la incidencia de la discapacidad entre las regiones españolas, coincidiendo con los resultados de Jiménez-Martín (2007).

La principal fortaleza de este estudio es el uso de una base de datos recién creada, que es la primera en España que incluye a todas las personas que residen en Andalucía. No se han encontrado estudios previos que hayan analizado los efectos contextuales generales de la PI, usando un análisis multinivel de cinco niveles, en España. Tampoco se han encontrado estudios que hayan estudiado los efectos contextuales específicos utilizando regresiones multinivel.

Este estudio presenta algunas limitaciones. El primero se refiere a que la base de datos BDLPA no incluye información sobre el estado de salud de la persona, aparte del hecho de que el individuo tiene o no tiene una PI, lo cual impide controlar por el estado de salud de los individuos (Hult et al., 2010). Otra limitación se refiere a la imposibilidad de controlar la ocupación anterior a la PI de un individuo. Es razonable pensar que los trabajadores

desempleados o poco cualificados tengan una mayor probabilidad de tener una PI, pero dado el carácter transversal de los datos, no se ha podido controlar por este hecho en el presente estudio.

CAPÍTULO 6: CRISIS, DESEMPLEO, PRECARIEDAD LABORAL Y SALUD

El objetivo de este capítulo es elaborar el diseño metodológico para el estudio del impacto del desempleo y de la precariedad, al igual que el de variables regionales de estructura del mercado laboral, del gasto social y del capital social, en la salud de los españoles, tanto a nivel individual y de comunidad autónoma. La base de datos utilizada será la Encuesta de Condiciones de Vida (2007-2010). Para ello se utilizarán métodos estadísticos multinivel transversales (dos niveles) y longitudinales (tres niveles) con dos especificaciones distintas, multinivel lineal y multinivel logístico. Las variables dependientes consideradas serán la salud autopercebida, la enfermedad crónica y la limitación funcional. Las variables independientes individuales consideradas serán las relacionadas con las características sociodemográficas, socioeconómicas, desempleo, precariedad laboral y capital social individual. Las variables agregadas regionales serán las referidas a la estructura del mercado laboral, el gasto social y el capital social.

Antecedentes

La actual crisis económica, iniciada en el año 2007, puede tener a través del deterioro del mercado laboral, el incremento del desempleo y la precariedad laboral, efectos adversos sobre la salud de la poblaciones (WHO 2009 a y b). No obstante, la literatura sobre crisis económicas y su impacto en la salud, ofrece resultados ambiguos (Dávila y González, 2009). Diversos estudios, en países desarrollados apuntan a una caída de las tasas de mortalidad durante las recesiones, y un posterior aumento de la mismas en los periodos de expansión (Ruhm 2000, Ruhm 2006, Ruhm 2008, Tapia Granados 2005, Tapia Granados 2008). Brenner (2005) encuentra que el nivel de desempleo contemporáneo está asociado con un descenso de la mortalidad, mientras que su efecto a largo plazo, al menos durante una década, es de incremento de la misma. En España, Tapia Granados (2005) ha estudiado la asociación entre

las recesiones y la mortalidad durante el periodo 1980-1997, periodo en el que la tasa nacional de desempleo oscilaba entre el 7 y el 24%. El efecto del desempleo sobre la mortalidad resulta ser positivo, de modo que las tasas de mortalidad se incrementan cuando el desempleo disminuye en épocas de expansión. Por otra parte, la tasa de suicidio masculina aumenta durante las épocas de desaceleración económica.

Otros estudios sin embargo vinculan el aumento del desempleo como consecuencia de las crisis económicas con el aumento de la mortalidad general, por suicidio y otros problemas de salud (Lundin et al. 2010, Bambra et al. 2009, Brenner 2005, Brenner 1979, Broom et al. 2006).

Diversos estudios se han centrado en analizar la influencia del desempleo o de la precariedad laboral en la salud a nivel individual. Ahs y Westerling (2005) comparan los niveles de mala salud auto-percibida en épocas de tasas bajas (1983-89) y de tasas altas (1992-97) de desempleo en Suecia, encontrando que, tras ajustar por factores sociodemográficos y enfermedades de larga duración, las diferencias en salud auto-percibida entre los desempleados y los no desempleados fueron mayores en la época de alta tasa de desempleo. Giatti et al. (2008), para el caso de Brasil, estudian la asociación entre el desempleo y la precariedad laboral y la mala salud. Comparando los individuos desempleados o los que trabajan a tiempo parcial y no cuentan con un seguro social en su trabajo con los que trabajan jornada completa y cuentan con algún tipo de seguro social a través del trabajo, se confirma que los primeros dos grupos presentan niveles más bajos de salud. Virtanen et al. (2003) analizan las desigualdades en salud entre seis grupos de trabajadores, desde empleados fijos hasta desempleados con el mínimo subsidio en Finlandia. Controlando por factores como la edad, el género, el estado civil, el tamaño de la red social, el sobrepeso y los hábitos de consumo de alcohol y de tabaco encuentran que, comparado con los empleados fijos, la probabilidad de tener mala salud es mayor entre las personas desempleadas con pocos

ingresos, para todos los indicadores de salud y para hombres y mujeres. Los trabajadores menos aventajados y con contratos atípicos también presentaron mayores probabilidades de tener mala salud, que los empleados fijos. László et al. (2010) analizan la asociación entre la inseguridad en el empleo, una forma de precariedad laboral, y la salud, en 16 países europeos, encontrándose que la inseguridad laboral influye negativamente en la salud individual en la mayoría de los países analizados. Clarke et al. (2007) encuentran que individuos con trabajos precarios reaccionan de forma distinta ante el posible efecto negativo del mismo. Aquellos que tienen expectativas de un empleo mejor, están dispuestos incluso a soportar las consecuencias en la salud de su actual empleo con la promesa de conseguir un empleo estable en el futuro. Es posible que el efecto negativo en la salud de los trabajadores menos aventajados sea una consecuencia de que ellos se diferencian de otros trabajadores en una variedad de características, es decir que existe sesgo de selección. Kawachi (2008), teniendo en cuenta estos sesgos mediante un análisis de *propensity score matching*, encuentran evidencia de que los trabajos precarios son perjudiciales para la salud. Virtanen et al. (2005), en una revisión sistemática sobre la relación entre el trabajo temporal y la salud, señalan que los trabajadores temporales sufren en mayor medida de enfermedades psicológicas que los trabajadores fijos. Según algunos de los estudios los trabajadores temporales presentan mayor probabilidad de sufrir un accidente laboral, coincidiendo con los resultados encontrados en la revisión de Bartley (2005).

En España, Benavides et al. (1994) han estudiado la asociación entre el desempleo, la salud y la utilización de los servicios sanitarios. Usando la Encuesta Nacional de Salud, las variables dependientes son la salud autopercebida, la enfermedad crónica, los síntomas psicológicos, al igual que el uso de los servicios sanitarios. El uso de los servicios sanitarios se mide mediante el consumo de medicamentos, las visitas al médico y las admisiones hospitalarias. Analizando España en su conjunto, al igual que las regiones Andalucía, Cataluña y el País Vasco

encuentran una asociación entre el desempleo y la salud para España en su conjunto, Cataluña y el País Vasco, pero no tan clara en el caso de Andalucía. Porthé (2008) ha estudiado la relación entre la precariedad laboral de los inmigrantes y la salud. Amable et al. (2001) y Amable (2006) han estudiado la asociación entre el trabajo precario y la salud, encontrando que los contratos temporales, la vulnerabilidad en el empleo, el bajo nivel de ingresos y la falta de protección social son factores que se asocian con mayores niveles de ansiedad, depresión, miedo y sufrimiento.

Una parte importante de la evidencia disponible mencionada, puede resultar insuficiente dado que suele abarcar periodos recesivos de corta duración, habituales en el ciclo económico. Stuckler et al. (2008) han señalado que las crisis financieras profundas, a diferencia de las crisis económicas periódicas características del sistema económico, pueden tener consecuencias más profundas en la salud de las poblaciones. Existe un amplio consenso sobre la magnitud, profundidad y duración de la presente crisis económica, en particular en algunos países como España, donde el desplome del crecimiento económico se ha traducido en un incremento abrupto del nivel del desempleo (el desempleo pasó del 8.3% en el 2007 al 20.1% en el 2010), y del déficit público, que alcanzó en el año 2009 el 11,2% del PIB, obligando al conjunto de las Administraciones Públicas a fuertes políticas de consolidación fiscal que ponen en cuestión el mantenimiento de las políticas de protección social. Resulta especialmente relevante estudiar en este sentido el papel que las diferentes políticas de gasto público en protección social pueden tener para mitigar los efectos adversos en la salud de las poblaciones, lo que implica una perspectiva territorial.

Bambra y Eikemo (2009) estudian si la relación entre desempleo y salud varía entre países, según su nivel de protección de los desempleados. Los resultados muestran que el desempleo influye negativamente en la salud, aunque en países con niveles de protección de los desempleados más altos esta influencia se modera. Stuckler et al. (2009) han analizado para

los 26 países de la Unión Europea la asociación entre cambios en el empleo y la mortalidad, y como estas asociaciones varían en función de las distintas políticas de gasto social de los diferentes países. Sus resultados señalan que el incremento del desempleo está asociado con un incremento significativo a corto plazo de muertes prematuras por violencia y una reducción de muertes por accidentes de tráfico. El estudio también señala que los programas de gasto en políticas activas de empleo pueden ayudar a mitigar algunos de los efectos adverso para la salud en las crisis económicas. Muntaner et al (2010) establecen que las características contextuales, en el nivel que se determine (país, estado, región, vecindario, etc.), afectan a la relación entre condiciones laborales y salud. Giatti et al. (2010) estudian la influencia del desempleo y de la privación a nivel de vecindario en la salud auto-percibida de las personas residentes en Brasil, controlando por factores individuales como estado de salud y hábitos de riesgo. Los resultados muestran que el desempleo a nivel contextual influye de forma significativa en la salud auto-percibida de los individuos, si bien esta asociación se atenúa al controlar por las características individuales.

Para estudiar sistemáticamente el impacto del desempleo y la precariedad laboral en la salud y establecer políticas basadas en la mejor evidencia disponible se han desarrollado varios esquemas conceptuales y metodológicos. La Organización Mundial de la Salud (WHO 2007) distingue entre dos marcos teóricos, uno a nivel macro y otro a nivel micro. El primero refleja la idea de que las relaciones laborales se tienen que contemplar en un contexto institucional. El estado del bienestar y el mercado laboral están íntimamente relacionados y resulta difícil comprender el mercado laboral sin tener en cuenta las instituciones que lo rodean. El modelo micro identifica los factores de riesgo para la salud del mercado laboral. Este proyecto se abarca en ambos marcos conceptuales propuestos por la OMS, particularmente en la influencia del desempleo, precariedad laboral y variables intermediarias como el capital

social, la desigualdad o el gasto social, que a nivel individual y regional ejercen en la salud de los individuos residentes en las distintas comunidades autónomas de España.

El desempleo y la precariedad laboral pueden afectar de forma diferente a distintos subgrupos de individuos, dependiendo de factores como la edad, el género o el nivel educativo, a nivel individual, pero también dependiendo del lugar de residencia. Factores como la tasa de desempleo, el gasto social, el nivel de bienestar, el capital social o la privación pueden afectar a la relación entre el desempleo, la precariedad laboral y la salud. Para poder analizar simultáneamente la influencia en la salud individual de la precariedad laboral y del desempleo, a nivel individual, y la influencia de las variables contextuales relevantes, es necesario contar con una especificación estadística adecuada. La única forma convincente es trabajar con modelos multinivel, los cuales permiten analizar la influencia en la variable dependiente de variables de diferentes niveles, individual y contextual (Goldstein, 2009).

A nivel internacional existe cierta evidencia empírica de la influencia del desempleo individual y contextual contrastada mediante modelos multinivel. Zunzunegui et al. (2006) analizan la asociación entre el desempleo comunitario y la salud física y mental de los inmigrantes comparado con los no inmigrantes en Montreal, Canadá. Analizan la hipótesis de que altos niveles de desempleo a nivel de comunidad puede afectar más acusadamente a los inmigrantes que a los no inmigrantes. Los resultados muestran que los inmigrantes de primera generación que viven en áreas con altas tasas de desempleo tienden a sufrir mayores niveles de ansiedad, mientras que los inmigrantes de segunda generación que viven en dichas áreas presentaban mayor probabilidad de ser obesos y de declarar mala salud, si bien estas asociaciones sólo son significativas para los hombres. Béland et al. (2002) también realizan un análisis multinivel para el caso de Canadá, analizando los efectos contextuales de la relación entre el desempleo y la salud. El estudio no confirma la hipótesis de que la experiencia de estar desempleado se comparte con los individuos del entorno. Benavides et al.

(2000) hacen un análisis multinivel de la influencia de diferentes tipos de trabajo, entre ellos diferentes tipos de contratos temporales, una forma de trabajo precario, en diferentes medidas de salud auto-percibidas para quince países europeos. Los resultados relativos a la precariedad laboral muestran que este tipo de empleo está positivamente asociado con escasa satisfacción laboral, aunque negativamente relacionado con el absentismo laboral y el estrés. La precariedad laboral también está relacionado positivamente con la fatiga y con los dolores de espalda y musculares, sobre todo en el caso de trabajos precarios a tiempo completo.

Otro tema importante es la distinción entre estudios transversales y longitudinales. Böckerman y Ilmakunnas (2009) realizan un estudio longitudinal de la relación entre el desempleo y la salud auto-percibida en Finlandia, encontrando que la salud es afectada negativamente por el desempleo en los estudios transversales pero no en los longitudinales.

La actual crisis económica ha provocado un rápido incremento del desempleo y de la precariedad laboral que conlleva efectos adversos sobre la salud. La comunidad autónoma de residencia puede actuar como un factor de influencia que modere los efectos adversos en la salud del desempleo y de la precariedad laboral mediante políticas de gasto social. El objetivo de este proyecto es estimar dichas asociaciones, lo que permitiría fundamentar mejor las decisiones políticas para afrontar los efectos de la crisis económica.

Objetivos

1. Estudiar la asociación entre el desempleo y la salud de la población en el período 2007-2010.
2. Estudiar la asociación entre la precariedad laboral y de diferentes tipos de empleo y la salud de la población (2007-2010).
3. Analizar la relación entre el gasto social de cada comunidad autónoma y la salud de la población residentes en la misma (2007-2010).

4. Investigar la asociación entre las políticas activas de empleo y de protección de los desempleados y la salud de los residentes en cada una de las comunidades autónomas (2007-2010).
5. Estudiar la influencia que tiene en la salud de los individuos las características regionales del mercado laboral (2007-2010).
6. Analizar el grado en el que el capital social actúa como factor protector de la salud de la población.
7. Contrastar la sensibilidad de los resultados a la especificación de la variable salud (salud autopercebida, la existencia de enfermedad crónica y la limitación funcional).

Métodos

Para estimar la relación entre la salud y el desempleo y la precariedad laboral, a nivel individual, y variables que caracterizan el mercado laboral, el gasto social y el capital social, a nivel regional, se combinan métodos estadísticos multinivel transversales y longitudinales para el periodo 2007-2010.

Se utilizarán modelos multinivel transversales (nivel 1, individuo, nivel 2, CA) y longitudinales (nivel 1, año, nivel 2, individuo y nivel 3, CA) con dos especificaciones distintas, multinivel lineal, para estimar la influencia de la salud autopercebida con las cinco categorías originalmente definidas (muy bueno, bueno, aceptable, malo o muy malo) y multinivel logístico, para estimar la variable salud percibida dicotomizada, y la variable enfermedad o limitación crónica

Base de datos

Todas las variables individuales utilizadas proceden de la Encuesta de Condiciones de Vida (2007-2010). La base de datos utilizada para las variables individuales es la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) que comprende aproximadamente 17.000 hogares y las personas

miembros de dichos hogares distribuidas en 2.000 secciones censales, permaneciendo cada hogar en la muestra durante cuatro años consecutivos. La muestra se distribuye entre CCAA asignando una parte uniformemente (aproximadamente el 40%) y otra proporcionalmente al tamaño de la CA. Se realiza desde 2004 y sustituye al PHOGUE. La ECV incluye datos transversales y longitudinales comparables y actualizados sobre la renta, el nivel y composición de la pobreza y la exclusión social.

VARIABLES INDIVIDUALES Y CONTEXTUALES

Las variables dependientes consideradas serán la salud autopercebida, las enfermedades crónicas y la limitación funcional.

Las variables independientes individuales consideradas son las relacionadas con las características sociodemográficas, socioeconómicas, desempleo, precariedad laboral y capital social individual.

Como variables contextuales a nivel regional se consideran variables que caracterizan el mercado laboral (la estructura sectorial de la población activa, la tasa de desempleo, la variación en la tasa de desempleo, el porcentaje de desempleados que no reciben subsidio y el porcentaje de contratos temporales), variables de gasto social (el gasto social en programas activos de empleo per cápita, gasto en desempleados como porcentaje del Producto Interior Bruto y gasto social en servicios sanitarios per cápita) y variables de capital social (porcentaje de participación electoral y número de asociaciones per cápita). Las variables contextuales se obtendrán de las siguientes fuentes: El Instituto Nacional de Estadística, el Ministerio de Trabajo y de Asuntos Sociales y del Ministerio de Economía y Hacienda.

La siguiente tabla recoge las variables utilizadas en el estudio.

Tabla 17: Variables para el análisis multinivel de la influencia del desempleo y la precariedad laboral en la salud de los españoles 2007-2010.

Variables dependientes		Salud Autopercebida Tener enfermedad crónica o alguna incapacidad o deficiencia crónica Limitación en el desarrollo de la actividad diaria en los últimos 6 meses
Variables independientes		
Individuales	Sociodemográficas	Edad, Género, Estado Civil y Nacionalidad
	Socioeconómicas	Renta equivalente del hogar y Nivel de estudios
	Desempleo	Desempleo
	Precariedad laboral	Trabajo a tiempo parcial, contrato temporal, puesto de supervisión, ha cambiado de trabajo en los últimos meses y motivo del cambio.
Ecológicas	Capital social individual	Delincuencia o vandalismo en la zona de la vivienda
	Características del mercado laboral	Estructura sectorial de la población activa, tasa de desempleo, variación en la tasa de desempleo, porcentaje de desempleados sin subsidio por desempleo, porcentaje de contratos temporales, grado de precariedad laboral.
	Gasto social	Gasto social en programas activos de empleo per cápita, gasto social en servicios sanitarios per cápita.
	Capital Social	Porcentaje de participación electoral, número de asociaciones per cápita.

Fuente: Elaboración Propia

El *software* que se utilizará para el estudio será el MLwiN, la versión 2.24 (Rabash et al., 2004) y el STATA, versión 12 (STATA, 2011).

CONCLUSIONS

The results of this thesis show that the absolute income hypothesis (HRA) is verified in Spain: the personal income has a positive effect on health. This result has been verified both for the general population (chapter three) and for the specific population of people aged over 65 years (chapter four).

Being male, being married, being working and having a high educational achievement are other variables that have a positive effect on the health of the individuals living in Spain.

In relation to the influence of the regional variables of income inequality in the health, in chapter three a wide range of indicators, both positive and normative, has been employed. None of the regional variables is statistically significant for self-perceived health. However, per capita income and per capita welfare act as protective factors of chronic illness, suggesting that the results are contingent on the health *proxy* used in the analyses. The inclusion of lagged values of the income inequality variables in the first study (chapter three), conclude that both per capita income and per capita welfare affect chronic illness with up to 17 years of delay. These results indicate the potential long-term effects of income inequality and welfare on the health of individuals.

With regard to the influence of income inequality on the health of those aged 65 years and over in Spain, the HDR is partly confirmed. There is a significant association between the Gini index and per capita welfare at the regional level, and the self-perceived health of the older people, although only for women. In relation to social capital, two approaches have been considered: the per capita value of the services of social capital and the percentage of individuals aged 65 years and over belonging to an

association, both being statistically associated with the self-perceived health of the women.

The results of the second study (chapter four) therefore suggest a greater association between income inequality, social capital and self-perceived health for women aged 65 years and over, compared to men.

Regarding the third study presented in this thesis (chapter five), the results show that the proportion of the individual variability in the probability of having a disability pension (IP) that can be attributed to the municipality, census tract and household levels represent 2.8, 6.2 and 30.5%, respectively.

Men are 2.8 times more likely than women to have a PI and the probability increases 36% when going from one age group to another. The educational achievement acts as a protective factor: the higher the educational achievement, the lower the probability of having a PI.

A household's socioeconomic position was significantly associated with the probability of having a DP. Individuals living in households with a second dwelling, beyond the principle one, present a lower probability of DP than individuals with only one household. Individuals from households that have at least one motor vehicle present a double probability of having a DP than those living in households with motor vehicles.

Furthermore, the influence of neighborhood deprivation on the probability of having a DP has been investigated. Individuals living in more the deprived neighborhoods are 31% more likely to have a DP than those living in the less deprived neighborhoods.

This is the first study to use the recently created BDLPA and to analyze the socioeconomic and geographical differences in DP in Andalusia.

CONCLUSIONES

Los resultados de esta tesis señalan que se verifica la hipótesis de la renta absoluta (HRA) en España: la renta personal influye positivamente en la salud. Este resultado ha sido verificado tanto para la población general (capítulo tres) como para la población específica de los mayores de 65 años (capítulo cuatro).

Ser hombre, estar casado, estar trabajando y tener un nivel de estudios alto son otras variables que tienen un efecto positivo en la salud de los españoles.

En relación a las variables regionales de desigualdad de renta, en el capítulo tres se ha empleado una amplia gama de indicadores, tanto positivos como normativos. Ninguna de las variables regionales es estadísticamente significativa para el estado de salud autopercibido. Sin embargo, la renta per cápita y el bienestar per cápita actúan como factores protectores de la enfermedad crónica, lo que sugiere que los resultados son contingentes a la variable *proxy* de salud estimada. La inclusión de las variables retardadas en el primer estudio (capítulo tres) permite concluir que tanto la renta per cápita como el bienestar per cápita afectan a la enfermedad crónica con hasta 17 años de retardo. Estos resultados señalan los potenciales efectos a largo plazo de las desigualdades de renta y de bienestar a nivel regional sobre la salud de los individuos residentes en ellas.

Con respecto a la influencia de la desigualdad de la renta en la salud de los mayores de 65 años en España, la HDR se confirma parcialmente. Se observa una asociación significativa entre el índice de Gini y el bienestar per cápita, a nivel regional, y la salud autopercibida de los mayores, si bien sólo para las mujeres. En relación al capital social, se han considerado dos aproximaciones: el valor de los servicios de capital social per cápita y el porcentaje de mayores de 65 años que pertenecen a alguna asociación,

estando ambas estadísticamente asociadas con la salud autopercebida de las mujeres. Los resultados del segundo estudio (capítulo cuatro) sugieren por tanto una mayor asociación entre la desigualdad de renta y el capital social y la salud autopercebida de las mujeres, frente a la de hombres mayores de 65 años.

En relación al tercer estudio presentado en esta tesis, los resultados muestran que la variabilidad a nivel individual en la probabilidad de tener una pensión de incapacidad permanente o de invalidez (PI) que se puede atribuir al nivel de municipio, sección censal y hogar representan el 2.8, 6.2 and 30.5%, respectivamente.

Los hombres tienen una probabilidad 2.8 veces mayor que las mujeres de tener una PI y dicha probabilidad aumenta 36% cuando se pasa de un grupo de edad a otro. El nivel educativo actúa como un factor protector: cuanto mayor el nivel educativo, menor la probabilidad de PI.

La posición socioeconómica del hogar está significativamente asociada con la probabilidad de tener una PI. Los individuos que viven en hogares que disponen de una segunda vivienda, más allá de la principal, presentan una reducida probabilidad de tener PI. Los individuos de hogares que no disponen de al menos un vehículo de motor presentan una probabilidad el doble de grande de tener una PI que los que viven en hogares que disponen de vehículos de motor.

Se ha contrastado la influencia de la privación del barrio en la probabilidad de tener una PI, encontrando que los individuos que viven en los barrios más privados presentan un 31% de mayor probabilidad que los que viven en los barrios menos privados.

Este es el primer estudio en utilizar la recientemente creada BDLPA y en analizar las diferencias socioeconómicas y geográficas en la PI en Andalucía.

REFERENCIAS

- Ahs, A & Westerling, R (2005). Socioeconomic disparities in health. Self-rated health in relation to employment status during periods of high and of low levels of unemployment. *European Journal of Public Health* 16, 3, 294-304.
- Albertsen K, Lund T, Christensen KB, Kristensen TS, Villadsen E. (2007). Predictors of disability pension over a 10-year period for men and women. *Scand J Public Health*. 35(1):78-85
- Amable, M (2006). La precariedad laboral y su impacto en la salud. Un estudio en trabajadores asalariados en España. Tesis doctoral. Universidad Pompeu Fabra.
- Amable, M; Benach, J; González, S (2001). La precariedad laboral y su repercusión sobre la salud: conceptos y resultados preliminares de un estudio multimétodos. *Arch Prev Riesgos Labor* 4(4), 169-184.
- Arrow, K.J. (1999). Observations on social capital. En *Dasgupta y Serageldin (1999)*.
- Atkinson, A.B. (1970): On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory* 2, 3 (septiembre 1970): 244-263
- Ayerbe, M., Ayerbe, O., y Barandiaran. X., (2005). El capital social de las organizaciones y su entorno: conceptualización teórica, medición e intervención en la generación del capital social. *Economías* 59, 2º Cuatrimestre.
- Azpiazu Garrido, M., Cruz Jentoft, A., Villagrasa Ferrer, J.R. et al. (2002). Factores asociados a mal estado de salud percibido o a mala calidad de vida en personas mayores de 65 años. *Revista española de salud pública* 76: 683-99.
- Babones, S.J. (2008). Income inequality and population health: Correlation and causality, *Social Science & Medicine*, 66 (2008) 1614-1626

Bambra, C; Pope, D; Swami, V et al. (2009). Gender, health inequalities and welfare state regimes: a cross-national study of 13 European countries. *Journal of Epidemiology and Community Health* 63, 38–44.

Bambra, C; & Eikemo, TA (2009). Welfare state regimes, unemployment and health: a comparative study of the relationship between unemployment and self-reported health in 23 European countries. *Journal of Epidemiology and Community Health* 63:92–98.

Bartley, M. (2005). Job insecurity and its effect on health. *Journal of Epidemiology and Community Health* 59, 718–719.

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

Beckman A, Hakansson A, Rastam L, Lithman T, Merlo J. (2006). The role country of birth plays in receiving disability pensions in relation to patterns of health care utilisation and socioeconomic differences: a multilevel analysis of Malmo, Sweden. *BMC Public Health*. 6:71.

Béland, F; Birch, S; & Stoddart, G (2002). Unemployment and health: contextual-level influences on the production of health in populations. *Social Science & Medicine* 55, 2033-52.

Benavides FG, Durán, X., a, Martínez, J.M., Jódar, P., Boix, P., Amable, M. (2010). Incidencia de incapacidad permanente en una cohorte de trabajadores afiliados a la Seguridad Social, 2004–2007. *Gaceta Sanitaria*. 24(5):385–90.

Benavides, FG; Benach, A; Diez-Roux, AV; & roman, C (2000). How do types of employment relate to health indicators? Findings from the Second European Survey on Working Conditions. *Journal of Epidemiology and Community Health* 54, 494-501.

Benavides, FG; García, AM; Sáez-Lloret; & Librero, J (1994). Unemployment and health in Spain. *European Journal of Public Health* 4.

Benyamini, J., & Yasui, Y. (1999). Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two indices of deprivation. *Journal of Epidemiology and Community Health*; 53: 423-431

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

Blakely, T., Atkinson, J., & O'Dea, D. (2003). No association of income inequality with adult mortality within New Zealand: a multi-level study of 1.4 million 25-64 year olds. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2003;57:279-284

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

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

Bourdieu, P. (1980). Forms of capital. En: John G Richardson (ed.). *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. Nueva York. Greenwood Press, pp. 241-258.

Borrell, C., & Pasarín, M.I. (1999). The study of social inequalities in health in Spain: where are we? *Journal of Epidemiology and Community Health* 53 (1999): 388-389

Borrell, C., Muntander, 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), 1869–87

Brenner, MH (1979). Mortality and the national economy. A review, and the experience of England and Wales, 1936-73. The Lancet, 15 September, 1979.

Brenner, MH (2005). Commentary: Economic growth is the basis of mortality rate decline in the 20th century experience of the United States 1901–2000. International Journal of Epidemiology 34, 1214–1221.

Broom, DH; D´ Souza, RM; Strazdins, L; Butterworth, P; Parslow, R; & Rodgers, B (2006). The lesser evil: Bad jobs or unemployment? A survey of mid-aged Australians. *Social Science & Medicine* 63, 575-86.

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

Bruusgaard D, Smeby L, Claussen B. (2010) Education and disability pension: A stronger association than previously found. *Scand J Public Health*. 38(7):686-90.

Buckley, N.J., Denton, F.T., Robb, A.L. et al. (2004). The transition from good to poor health: an econometric study of the older population. *Journal of Health Economics* 23: 1013-34.

Cantarero Prieto, D., & Pascual Saez, M. (2005): Descentralización y diferencias de salud en España. En *Financiación regional de la sanidad: perspectivas de reforma*, Editado por Centro de Estudios Andaluces, Sevilla, 2006. Disponible en:

http://books.google.es/books?hl=es&lr=&id=dnaMvDCyF78C&oi=fnd&pg=PA125&dq=Descentralizaci%C3%B3n+y+diferencias+de+Salud+en+Espa%C3%B1a&ots=5af263hur7&sig=qBQLQHsRviKPEWxl_T5_TpSKuxY#v=onepage&q=Descentralizaci%C3%B3n%20y%20diferencias%20de%20Salud%20en%20Espa%C3%B1a&f=false

Ceresuela López, A., Rubio Rubio, S., Rodríguez Rodríguez, B. et al. (2008). Desigualdades sociales y cambios en la calidad de vida de los ancianos. *Revista Española de Geriatria y Gerontología* 43: 221-8.

Coburn, D., (2000). Income inequality, social cohesion and the health status of populations: The role of neo-liberalism. *Social Science & Medicine* 51(1):135

Coleman, J.S. (1990). *Foundations of Social Theory*. Cambridge. Harvard University Press; 1990.

Comisión Europea (2011). Mutual Information System on Social Protection in the EU Member States and the EEA. Available at:

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

Cutler, D.M., & Lleras Muney, A. (2006). Education and health: Evaluating theories and evidence. *NBER Working Paper* 123-52.

D'Hombres, B., Rocco, L., Suhrcke, M. et al. (2010). Does social capital determine health? Evidence from eight transition countries. *Health Economics* 19: 56–74.

Dalton, H. (1920). The measurement of inequality of income. *The Economic Journal* 30: 348-361

Diez-Roux, A., Link, B. G., y Northridge, M. E. (2000) b. "A multilevel analysis of income inequality and cardiovascular disease risk factors". *Social Science and Medicine* 50 (2000), 673-87

Domínguez-Berjón, M.F., Borrel, C. (2005). Mortalidad y privación económica en las secciones censales y los distritos de Barcelona. *Gaceta Sanitaria*. 19(5):363-369

Drukker, M., Feron, F.J., & Van Os, J. (2004). Income inequality at neighbourhood level and quality of life. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 39, (6), 457-463

Dunleavy, P. (1979). The urban basis of political alignment: Social class, domestic property ownership, and state intervention in consumption processes. *British Journal of Political Science*; 9: 409-43

Eurostat (2011). Population projections 2010-2060. Disponible en http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_PUBLIC/3-08062011-BP/EN/3-08062011-BP-EN.PDF a 27 de septiembre de 2011.

Frankenberg, E. & Jones, N. S. (2004). Self-Rated Health and Mortality: Does the Relationship Extend to a Low Income Setting? *Journal of Health and Social Behavior* 45: 441-52.

Furnee CA, Groot W, Pfann GA. (2010) Health and income: a meta-analysis to explore cross-country, gender and age differences. *Eur J Public Health*.

Gispert-Magarolas R, Clot-Razquin, G., March-Llanes, J., Freitas-Ramírez, A., Busquets-Bou. E., Ruíz-Ramos, M., & Rivero-Fernández, A. (2009). Prevalencia de la discapacidad en España por Comunidades Autónomas: El papel de los factores

individuales y del entorno geográfico en su variabilidad. *Rev Esp Salud Pública* 83:821-34.

Gjesdal S, Bratberg E. (2005). The role of gender in long-term sickness absence and transition to permanent disability benefits - Results from a multiregister based, prospective study in Norway 1990-1995. *Eur J Public Health*. 12(3):180-6.

Gjesdal S, Lie RT, Maeland JG. (2004). Variations in the risk of disability pension in Norway 1970-99 - A gender-specific age-period-cohort analysis. *Scand J Public Health*. 32(5):340-8.

Glass, T.A., Mendes De Leon, C.F., Bassuk, S.S. et al. (2006). Social engagement and depressive symptoms in late life: longitudinal findings. *Journal of Aging and Health* 18: 604.

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

Goldstein H, editor. *Multilevel statistical models*. (2009) London: Edward Arnold.

Goldstein H, editor. *Multilevel statistical models*. London: Hodder Arnold; 2003.

Goldstein, M.S., Siegel, J.M., Boyer, R. (1984). Predicting changes in perceived healthstatus. *American Journal of Public Health*; 74: 611-614.

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.

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

Gravseth HM, Bjerkedal T, Irgens LM, Aalen OO, Selmer R, Kristensen P. (2007) Life course determinants for early disability pension: a follow-up of Norwegian men and women born 1967-1976. *Eur J Epidemiol.* 22(8):533-43.

Gutierrez-Fisac, J. Gispert, L. R., & Solá, J. (2000). Factors explaining the geographical differences in disability free life expectancy in Spain. *Journal of Epidemiology and Community Health* 53 (2000): 451-55

Hanifan, L.J. (1916). The Rural School Community Center. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 67: 130-138. Citado por Putnam (2003).

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

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

http://ec.europa.eu/employment_social/missoc/2001/es_part5_en.htm By 1 November, 2011.

<http://www.oecd.org/dataoecd/61/52/35411111.pdf> a 27 de septiembre de 2011.

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

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

Hult C, Stattin M, Janlert U, Jarvholm B. (2010). Timing of retirement and mortality--a cohort study of Swedish construction workers. *Soc Sci Med.* 70(10):1480-6.

Humphreys, K., Carr-Hill, R.. (1991). Area variations in health outcomes: artefact or ecology? *International Journal of Epidemiology* 20, 1, 251-8

Ichida, Y., Kondo, K., Hirai, H et al. (2009). Social capital, income inequality and self-rated health in Chita peninsula, Japan: a multilevel analysis of older people in 25 communities. *Social Science & Medicine* 69: 489-99.

Idler, E., & Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Helath and Behaviours*, 38,21-37.

Instituto Nacional de Estadística (2006). Revisión del Padrón municipal 2006. Población por edad y comunidad autónoma.

Instituto Nacional de Estadística (2007). *Encuesta de Condiciones de Vida*, 2007.

Instituto Nacional de Estadística (2011). Disponible en: www.ine.es 8 de noviembre, 2011.

Islam, M., Merlo, J., Kawachi, I., Lindström, M., & Gerdtham, Y U. G. (2006). Social Capital and health: Does egalitarianism matter? A literature review. *International Journal for Equity Health*, 5:3 2006.

Jimenez-Martín S, Labeaga JM, Vilaplana Prieto C. (2007). Award errors and permanent disability benefits in Spain. HEDG Working paper 07/04 Univerity of York. 2007.

Johansson E, Leijon O, Falkstedt D, Farah A, Hemmingsson T. (2011). Educational differences in disability pension among Swedish middle-aged men: role of factors in

late adolescence and work characteristics in adulthood. *J Epidemiol Community Health*. 2011 Nov 7.

Johnell K, Mansson NO, Sundquist J, Melander A, Blennow G, Merlo J. (2006). Neighborhood social participation, use of anxiolytic-hypnotic drugs, and women's propensity for disability pension: a multilevel analysis. *Scand J Public Health*. 34(1):41-8.

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

Karlsson N, Borg K, Carstensen J, Hensing G, Alexanderson K. (2006). Risk of disability pension in relation to gender and age in a Swedish county; a 12-year population based, prospective cohort study. *Work*. 27(2):173-9.

Karlsson NE, Carstensen JM, Gjesdal S, Alexanderson KAE. (2007). Mortality in relation to disability pension: Findings from a 12-year prospective population-based cohort study in Sweden. *Scand J Public Health*. 35(4):341-7.

Karlsson NE, Carstensen JM, Gjesdal S, Alexanderson KAE. (2008). Risk factors for disability pension in a population-based cohort of men and women on long-term sick leave in Sweden. *Eur J Public Health*. 18(3):224-31.

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

Krokstad S, Johnsen R, Westin S. (2002). Social determinants of disability pension: a 10-year follow-up of 62 000 people in a Norwegian county population. *Int J Epidemiol*. 31(6):1183-91.

Krokstad S, Magnus P, Skrondal A, Westin S. (2004). The importance of social characteristics of communities for the medically based disability pension. *Eur J Public Health*. 14(4):406-12.

Laine S, Gimeno D, Virtanen M, Oksanen T, Vahtera J, Elovainio M, et al. (2009) Job strain as a predictor of disability pension: the Finnish Public Sector Study. *J Epidemiol Community Health*. Jan;63(1):24-30.

Larsen K, Merlo J. (2005). Appropriate assessment of neighborhood effects on individual health: Integrating random and fixed effects in multilevel logistic regression. *Am J Epidemiol*. 161(1):81-8.

Lawlor DA, Mishra GD. (2009) Family matters : designing, analysing, and understanding family-based studies in life course epidemiology. Oxford ; New York: Oxford University Press; 2009.

Leinonen T, Pietilainen O, Laaksonen M, Rahkonen O, Lahelma E, Martikainen P. (2011). Occupational social class and disability retirement among municipal employees - the contribution of health behaviors and working conditions. *Scand J Work Environ Health*. 37(6):464-72.

Li JL, Gray BR, Bates DM. An Empirical Study of Statistical Properties of Variance Partition Coefficients for Multi-Level Logistic Regression Models. *Commun Stat-Simul C*. 2008;37(10):2010-26.

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

Lynch, J.W., Smith, G.D., Kaplan, G.A., & House, J.S. (2000). Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *British Medical Journal*, 320:1200-1204.

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

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

Mackenbach, J.P., Martikainen, P., Looman, C.W.N., Dalstra, J.A.A., Kunst, A.E., & Lahelma, E. (2005). The shape of the relationship between income and self-assessed health: an international study. *International Journal of Epidemiology* 34: 286-93.

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

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

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

Martín Martín, J.J., Karlsdotter, K. & López del Amo González, M.P. (2011). *Análisis multinivel de la renta y las desigualdades de renta y salud en España*. Sevilla: Factoría de Ideas. Centro de Estudios Andaluces 2011.

McCord, C., & Freeman, H.P. (1990). Excess mortality in Harlem. *New England Journal of Medicine*, 322, p.173-7.

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

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

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

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

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

Merlo J, Chaix B, Ohlsson H, Beckman A, Johnell K, Hjerpe P, et al. (2006). A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: using measures of clustering in multilevel logistic regression to investigate contextual phenomena. *J Epidemiol Community Health*. 60(4):290-7.

Merlo J, Chaix B, Yang M, Lynch J, Rastam L. (2005). A brief conceptual tutorial on multilevel analysis in social epidemiology: interpreting neighbourhood differences and the effect of neighbourhood characteristics on individual health. *J Epidemiol Community Health*. 59(12):1022-8.

Merlo J, Ohlsson H, Lynch KF, Chaix B, Subramanian SV. (2009). Individual and collective bodies: using measures of variance and association in contextual epidemiology. *J Epidemiol Community Health*. 63(12):1043-8.

Miilunpalo, S., Vuori Oja, P., Pasanen, M., & Urponen, H. (1997). Self-rated health status as a health measure: The predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working age population. *Journal of Clinical Epidemiology*, 50(5), 517–28.

Ministerio de Sanidad y Política Social (2010). Indicadores de salud 2009. Evolución de los indicadores del estado de salud en España y su magnitud en el contexto de la Unión Europea. *Información y Estadísticas Sanitarias 2010*.

Ministerio de Trabajo e Inmigración (2001). Anuario de estadísticas laborales y de asuntos sociales 2001. Disponible en: <http://www.mtin.es/estadisticas/anuario2001/HTML/Index.html> 8 November of 2011 a 8 de noviembre, 2011.

Mohan, J., Twigg, L., Barnard, S., & Jones, K. (2005). Social capital, geography and health: a small-area analysis for England. *Social Science and Medicine* 60:1267-1283

Mota F & Subirats J. (2000). El quinto elemento, el capital social de las comunidades autónomas y su impacto sobre el funcionamiento del sistema político autonómico. *Revista Española de Ciencia Política* 1: 133-52.

Murata, C., Kondo, K., Hirai, H., Ichida, Y., & Ojima, T. et al. (2008). Association between depression and socio-economic status among community-dwelling elderly in Japan: The Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES). *Health & Place* 14: 406-14.

O'Donnell, O., & Propper, C. (1991). Equity and the distribution UK National-Health-Service resources. *Journal of Health Economics* 10 (1991): 1-19.

Oakes JM. (2004). The (mis)estimation of neighborhood effects: causal inference for a practicable social epidemiology. *Soc Sci Med.* 58(10):1929-52.

Ocaña-Riola R, Saurina C, Fernandez-Ajuria A, Lertxundi A, Sanchez-Cantalejo C, Saez M, et al. (2008). Area deprivation and mortality in the provincial capital cities of Andalusia and Catalonia (Spain). *J Epidemiol Community Health.* 62(2):147-52.

Ocaña-Riola R, Saurina C, Fernandez-Ajuria A, Lertxundi A, Sanchez-Cantalejo C, Saez M, et al. Area deprivation and mortality in the provincial capital cities of Andalusia and Catalonia (Spain). *J Epidemiol Community Health.* 2008 Feb;62(2):147-52

OCDE (2010). *Social capital, human capital and health. What is the evidence?* Centre for Educational Research and Innovation;2010.

OCDE (2011). Escala de equivalencia modificada. Disponible en

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

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

Organización Mundial de la Salud (2009). Health in the European Union. Trends and analysis. *European Observatory on Health Systems and Policies. Observatory Studies Series* 2009; 19.

Organización Mundial de la Salud (2010). Part II. Global Health Indicators. *World Health Statistics*, 2010.

Organización Mundial de la Salud (2007). Discussion paper for the Commission on Social Determinants of Health, DRAFT. Abril 2007. Disponible en

http://www.who.int/social_determinants/resources/csdh_framework_action_05_07.pdf a

14 de enero de 2012

Organización Mundial de la Salud (2009a). Health in the European Union. Trends and analysis..European Observatory on Health Systems and Policies.Observatory Studies Series 2009; 19

Organización Mundial de la Salud (2009b). Financial crisis and global health: report of a high-level consultation. Geneva, 2009.

Organización Mundial de la Salud (2009c). Health amid a financial crisis: a complex diagnosis. *Bull World Health Organization***87**: 1–80

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). *Social capital, human capital and health. What is the evidence?*Centre for Educational Research and Innovation;2010

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

Pérez García, F., Montesinos Santalucía, V., Serrano Martínez, L. et al. (2005). La medición del capital social: una aproximación económica. Bilbao. Fundación BBVA; 2005.

Pérez García, F., Montesinos Santalucía, V., Serrano Martínez, L. et al. La medición del capital social: una aproximación económica. Bilbao. Fundación BBVA; 2005

Perotti, R. (1993). Political equilibrium, income distribution, and growth.*Review of Economic Studies* 1993; 60 (1993): 755-776

Putnam, R. (1995). Bowling alone: America's declining social capital. *Journal of Democracy* 6:65-78.

Putnam, R. Bowling alone: America's declining social capital. *Journal of Democracy* 1995; 6:65-78

Rabash J, Steele, F., Browne, W. & Prosser, B. 2004. A user's guide to MLwiN. Version 2.0. Centre of Multilevel Modelling, Institute of Education, University of London.

Regidor, E., Calle, M.E., 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) 961-71

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

Regidor, E., Navarro, P., Dominguez, V., & Rodriguez, C. (1997). Inequalities in income and long-term disability in Spain: analysis of recent hypotheses using cross sectional study based on individual data. *British medical Journal* 315 (1997): 1130-1135

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, 2005: 213-214

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, 2005: 213-214

Rodgers, G.B. (1979). Income and inequality as determinants of mortality: an International cross-section analysis. *Population studies* 33: 343-51

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

Sen, A.K. (1973). On economic inequality. *1ª Edición Press*

Smith, J.P. (2005). Unravelling the SES health connection. *Aging, Health, and Public Policy: Demographic and Economic Perspectives 2005*, a supplement to *Population and Development Review*, 30, New York: Population Council.

Soler, O., & Irwin, A (2007) Towards a conceptual framework for analysis and action on the social determinants of health. Discussant paper for the Commission on the Social Determinants of Health. Geneva: *Commission on the Social Determinants of Health*. 2007

Solow, R. (1999). Notes on social capital en Economics performance. En *Dasgupta y Serageldin (1999)*.

Spiegelhalter DJ, Best NG, Carlin BR, van der Linde A. (2002). Bayesian measures of model complexity and fit. *J Roy Stat Soc B*. 64:583-616.

STATA (2011). Data Analysis and Statistical Software, web official <http://www.stata.com/>, disponible a 27 de septiembre de 2011.

Stiglitz, J.E. (2002). Information and the change in the paradigm in Economics. *American Economic Review*, 92:460-501.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Suominen S, Gould R, Ahvenainen J, Vahtera J, Uutela A, Koskenvuo M. (2005). Sense of coherence and disability pensions. A nationwide, register based prospective population study of 2196 adult Finns. *J Epidemiol Community Health*. 59(6):455-9.

Theil, H. (1967). *Economics and information theory*. Amsterdam: North Holland.

Torcal, M. & Montero, J.R. (2000). La formación y consecuencias del capital social en España. *Revista de la Ciencia Política* 1: 79-120.

Urbanos Garrido, R.M. (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, 2000

Viciano F, Montañez Cobo, V., Canovas Balboa, M. R., & PozaCruz, E. (2010). Base de Datos Longitudinal de Población de Andalucía (BDLPA): Modelo de datos y sistema de gestión. Jornadas de Estadística de las Comunidades Autónomas <http://www.jecasorg/ponencias/jueves/tarde/desarrollosII/BDlogitudinalIAEpdf> by 6, June, 2011.

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

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

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

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

Wilkinson, R.G. & Pickett, K.E. (2009) *The Spirit level. Why more equal societies almost always do better*. Allen Lane, 2009.

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

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

Wilkinson, R.G., & Pickett, K.E. (2006). Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Social Science & Medicine* 62, 1768-84.

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

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

Wilkinson, R.G., & Pickett, K.E. (2009). *The Spirit level. Why more equal societies almost always do better*. Allen Lane, 2009

Wilson, I., & Kaplan, S. (1995). Clinical practice and patient's self-reported health status. *Medical Care*: 33:209–14.

Witvliet MI, Kunst AE, Stronks K, Arah OA. (2011). Assessing where vulnerable groups fare worst: a global multilevel analysis on the impact of welfare regimes on disability across different socioeconomic groups. *J Epidemiol Community Health*. Nov 1.

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

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

Zimmer, Z., Natividad, J., Lin, H.S., & Chayovan, N. (2000). A cross-national examination of the determinants of self-assessed health. *Journal of Health and Social Behaviour* 41 (2000): 465–481.

Zunzunegui, M.V., Beland, F. & Otero, A. (2001). Support from children, living arrangements, self-rated health and depressive symptoms of older people in Spain. *International Journal of Epidemiology* 30: 1090-9.

Zunzunegui, M.V., Rodríguez Laso, A., Otero, A. et al. (2005). Social ties and disability: cross cultural comparisons in European elderly populations. *European Journal of Ageing* 2; 40-7.

ANEXO

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

Autores (año)	País	Variable dependiente	Nacional/ Regional/ Local	Medición de la desigualdad de renta	Retardos	Interacciones	Hipótesis de renta absoluta y relativa y resultados
Kennedy et al (1998)	Estados Unidos (EEUU)	Salud autopercebida	Regional (Estados)	Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HDR: Sí
Blakely et al (2000)	EEUU	Salud autopercebida	Regional (Estados)	Índice de Gini	Sí. calculan el índice de Gini para los años 1979-80. 1983-85. 1987-89. 1991-93 y 1995-97 Resultado: La desigualdad hace 15 años influye de manera más acusada en la salud que la actual	No	HRA: Sí HDR: Sí
Diez-Roux et al (2000)	EEUU	Hipertensión. fumar. vida sedentaria. índice de masa corporal	Regional (Estados)	Índice de Robin Hood. índice de Gini y el porcentaje de ingreso total de los ingresos de los hogares recibido por menos del 50% de los hogares	No	Sí. entre la renta del hogar y la desigualdad de renta. significativa	HRA: Sí HDR: Sí
Subramanian et al (2001)	EEUU	Salud autopercebida	Regional (Estados)	Índice de Gini e ingresos medios per cápita	No	Sí. entre renta personal y desigualdad de renta. significativa. signo negativo	HRA: Sí HDR: Sí (Ingreso medio per cápita significativo. factor protector. índice de Gini no significativo para grupos de renta baja pero sí para los de renta alta. a mayor nivel de Gini mejor salud.)
Blakely et al (2002)	EEUU	Salud autopercebida	Local (Áreas metropolitanas y condados)	Índice de Gini	No	Sí. entre el índice de Gini y el hecho de que una persona viva en un área metropolitana o no.	HRA: Sí HDR: No
Subramanian et al (2003a)	EEUU	Salud autopercebida	Regional (Estados)	Índice de Gini	Sí. calculan el índice de Gini para los años 1979-80. 1983-85. 1987-89. 1991-93 y 1995-97. La influencia de las desigualdades en renta es mayor después de 15 años.	No	HDR: Sí
Subramanian et al (2003b)	EEUU	Salud autopercebida	Regional (Estados)	Índice de Gini	No	No	HRA: HDR: Sí
Subramanian et al (2003c)	Chile	Salud autopercebida	Regional (Regiones) y Local	Índice de Gini	No	Sí. entre ingresos del hogar y Gini. no significativa.	HRA: HDR: Sí

Autores (año)	País	Variable dependiente	Nacional/ Regional/ Local	Medición de la desigualdad de renta	Retardos	Interacciones	Hipótesis de renta absoluta y relativa y resultados
Blakely et al (2003)	Nueva Zelanda	Mortalidad	<i>(Communities)</i> Regional (Regiones)	Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HDR: No
Subramanian & Kawachi (2004)	EEUU	Salud autopercebida	Regional (Estados)	Índice de Gini	Sí, el índice de Gini es incluido para los años 1970, 1980 y 1990. La influencia de la desigualdad de renta en la salud puede ser más importante hasta 15 años más tarde.	No	HDR: Sí
López (2004)	EEUU	Salud autopercebida	Regional (Estados)	Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HDR: Sí
Drukker et al (2004)	Holanda	Salud mental relacionada con calidad de vida.	Local (Vecindarios)	Dos medidas: La primera, dicotómica, consiste en la proporción de vecindarios con ingresos bajos y altos. Los vecindarios con las dos proporciones grandes se consideraron desiguales. La segunda es la desviación estándar del precio de las casas.	No	No	HRA: Sí HDR: No
Hou (2005)	Canadá	Salud autopercebida	Local (vecindario)	Desviación logarítmica media. Índice de Theil. Índice de Gini, proporción mediana y coeficiente de variación al cuadrado.	No	Sí, entre ingreso personal y desigualdad de renta, no significativa.	HRA: Sí HDR: No
Craig (2005)	Escocia	Salud autopercebida	Local (<i>local authorities</i>)	Índice de Gini	No	Sí, entre el índice de Gini y la renta del hogar, no significativa.	HRA: Sí HDR: Sí
Subramanian y Kawachi (2006)	EEUU	Salud autopercebida	Regional (estados)	Índice de Gini	Sí, se calcularon las interacciones con el índice de Gini para 1970, 1980 y 2003. El efecto de la desigualdad en 1970 y 1980 en la salud no es substancialmente diferente del efecto de la desigualdad contemporánea (1990).	Sí, entre edad y Gini, género y Gini, estado civil y Gini, renta y Gini, educación y Gini, seguro médico y Gini y renta y Gini, siendo significativas las primeras tres y la renta y Gini.	HRA: Sí HDR: Sí
Olsen y Dahl (2007)	Unión Europea	Salud autopercebida	Nacional (21 países europeos)	PIB per cápita. Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HDR: PIB per cápita, sí Gini, no HDR: Sí
Wilkinson y Pickett (2008)	EEUU	Mortalidad (diez causas de muerte)	Local y regional (condados y estados)	Índice de Gini	No	Sí, entre ingreso medio de los hogares y desigualdad de renta para las diez causas de muerte. Cinco de ellas significativas y cinco no significativas.	HDR: Sí
Hua Jen et al (2009a)	Nivel mundial	Salud autopercebida	Nacional (69 países)	PIB per cápita y desigualdad de renta medida como el coeficiente de la <i>Estimated-Household-Income Inequality</i> (EHII) calculado por el Proyecto de desigualdad de la Universidad de Texas.	No	Sí, entre la renta personal y la desigualdad de renta, no significativa.	HRA: Sí HDR: No
Hua Jen et al	Nivel	Salud autopercebida	Nacional (12	PIB per cápita y desigualdad de renta medida como el	No	No	HRA: Sí

Autores (año)	País	Variable dependiente	Nacional/ Regional/ Local	Medición de la desigualdad de renta	Retardos	Interacciones	Hipótesis de renta absoluta y relativa y resultados
(2009b)	mundial		países)	coeficiente de la “ <i>Estimated-Household-Income Inequality</i> (EHII) calculado por el Proyecto de desigualdad de la Universidad de Texas.			HDR: PIB per cápita. sí EHII. no
Oshio y Kobayashi (2009)	Japón	Salud autopercebida	Local	Índice de Gini	No	No	HRA: Sí HDR: Sí
Zheng (2009)	EEUU	Salud autopercebida	Regional (estados)	Índice de Gini. índice de Theil. Índice de Atkinson	No	No	HRA: Sí HDR: Sí

Fuente: Elaboración propia