

# La medición de las desigualdades en salud

C. Borrell<sup>1</sup> / M. Ru<sup>2</sup> / M. I. Pasarín<sup>1</sup> / J. Benach<sup>3</sup> / A. E. Kunst<sup>4</sup>

<sup>1</sup>Institut Municipal de Salut Pública. Barcelona.

<sup>2</sup>Hospital de la Santa Creu i Sant Pau. Barcelona.

<sup>3</sup>Universitat Pompeu Fabra. Barcelona.

<sup>4</sup>Erasmus University. Rotterdam. Países Bajos.

Correspondencia: Carme Borrell. IMSP. Pl. Lesseps 1. 08023 Barcelona. E-Mail: cborrell@imsb.bcn.es

Aceptado: 24 de febrero de 1999

(The measurement of inequalities in health)

## Resumen

Los objetivos de este trabajo son presentar las medidas actualmente disponibles para valorar las desigualdades en salud y mostrar un ejemplo práctico de su cálculo. Las características más importantes de las distintas medidas de desigualdad son: la incorporación o no del nivel socioeconómico en el análisis, la disponibilidad de datos agregados o individuales, si son medidas de efecto o de impacto total, la escala de la variable socioeconómica, si se incorporan o no todos los grupos en el análisis y si son medidas relativas o absolutas.

Las medidas que se describen en esta revisión son: cocientes y diferencias de indicadores de salud, las medidas de dispersión, indicadores derivados de la curva de Lorenz, indicadores derivados de la correlación y la regresión y el índice de disimilitud. Se presentan las características, las ventajas y las limitaciones de cada una de ellas, así como un ejemplo de su cálculo con datos reales.

En un estudio de desigualdades en salud para obtener una visión de conjunto, es aconsejable utilizar varias medidas que se complementen entre sí. Además, deben seleccionarse las medidas más relevantes acorde a los objetivos del estudio y a las limitaciones de la información existente.

**Palabras clave:** Desigualdades en salud. Métodos epidemiológicos. Medición. Encuestas de salud.

## Abstract

The objectives of this work are to present the measures currently available to assess health inequalities and to show a practical example of their calculation. The most important characteristics of the different inequality measures are: the incorporation or not of the socio-economic level in the analysis, whether the information is available for individuals or at an aggregate level, whether the size of the group was taken into account, the scale of the socio-economic variable, whether all the analytical groups are incorporated into the analysis, and if they are relative or absolute measures.

The measures that are described in this review are: quotients and differences in health indicators, dispersion measures, indicators derived from the Lorenz curve, indicators derived from the correlation and the regression, and the index of dissimilarity. The characteristics are presented, along with the advantages and the limitations of each of them, and an example of their calculation with real data.

To obtain a comprehensive vision in a study of health inequalities, it is advisable to use various complementary measures. Moreover, the researchers should choose the measures most relevant to the objectives of the study and to the limitations of the existing information.

**Key words:** Inequalities in health. Epidemiologic methods. Measurement. Health interview surveys.

## Introducción

En las dos últimas décadas el interés por entender, analizar y reducir las desigualdades en salud ha aumentado progresivamente en los países más desarrollados. Mientras que en algunos países europeos se ha descrito con bastante detalle la existencia de diferencias y desigualdades en salud<sup>1</sup>, en otros, como en Gran Bretaña, se ha pasado de la mera constatación de la existencia de desigualdades al debate sobre sus causas y a la discusión acerca de su posible aumento o disminución<sup>2,3</sup>. En este sentido, el debate científico e ideológico alrededor de varios aspectos metodológicos relacionados con la medición de las desigualdades es

permanente. Así, por ejemplo, uno de los temas centrales de debate en los estudios de tendencias temporales es el impacto que el cambio en el tamaño de las clases sociales tiene en la valoración de las desigualdades en salud, y si las medidas de desigualdad lo tienen en cuenta. De hecho, el tamaño de las clases sociales menos privilegiadas donde suele concentrarse la población más marginal y por lo tanto con peor salud<sup>4-6</sup>, ha disminuido en los países desarrollados, debido tanto a la reducción del número de ocupaciones menos cualificadas como al número de personas que trabajan en las mismas<sup>7</sup>.

Para conocer la magnitud, características y evolución temporal de las desigualdades en salud, pueden utilizarse distintos instrumentos de medida. Sin embargo,

el instrumento de medida ideal no existe. Según lo que interese medir, escogeremos métodos de medición diferentes, y según qué instrumento escojamos, obtendremos resultados distintos. Por ello, deben conocerse sus características, ventajas y limitaciones.

En los últimos años diversos trabajos han revisado las distintas medidas existentes en el análisis de las desigualdades en salud<sup>8-13</sup>, pero ninguno ha presentado una revisión amplia de las medidas ni lo ha hecho en lengua castellana. Todos ellos coinciden en señalar que dicho análisis debería empezar por la descripción detallada de la salud según los distintos grupos sociales para, a continuación, y a fin de facilitar las comparaciones en el tiempo y entre las poblaciones, resumir en una o varias medidas las diferencias observadas.

Los objetivos de este trabajo son presentar las medidas actualmente disponibles para valorar las desigualdades en salud y mostrar un ejemplo práctico de su cálculo. Para ello, se revisan las principales características de las medidas, se analizan sus ventajas y limitaciones, y se ilustra la estimación de cada una de ellas utilizando datos reales. Se ha escogido el estado de salud percibido por parte de las mujeres en las encuestas de salud de Barcelona de 1986 y 1992<sup>14</sup>. La clase social se ha obtenido a través de la ocupación actual o anterior según la adaptación española de la clasificación británica<sup>15</sup>, siendo la clase I la más privilegiada y la V la menos (tabla 1). A las mujeres que no trabajaban ni habían trabajado anteriormente se les atribuyó la clase social a partir de la ocupación del cabeza de familia. Los pasos realizados en el cálculo de cada una de las medidas se detallan en el anexo.

### Características de las medidas de desigualdad en salud

Las distintas medidas resumen las desigualdades observadas según diferentes puntos de vista. Por ello, para obtener una visión más completa de las desigualdades en salud es recomendable obtener y comparar varias medidas. Además, para interpretarlas hay que conocer su definición, su ámbito de aplicación y sus ventajas y limitaciones. A continuación se resumen las principales características que pueden tener las medidas de desigualdad y en el apartado siguiente se entra en detalle en las medidas más utilizadas.

1) *Incorporación o no del nivel socioeconómico (SE) en el análisis*. Si el objetivo es estudiar la relación entre las variables de salud y las variables socioeconómicas deberán utilizarse medidas que incorporen el nivel SE. Los cocientes o diferencias de un indicador de salud en diferentes grupos SE, o los modelos de regresión que analizan la relación existente entre los indicadores de

**Tabla 1. Población total muestreada, y mujeres con estado de salud percibido regular, malo o muy malo según clase social. Encuestas de salud de Barcelona de los años 1986 y 1992 (ESB86 y ESB92)**

Clase social	Total mujeres		Mujeres con estado de salud percibido regular, malo o muy malo	
	N	%	N	% estandarizado por edad <sup>a</sup>
<b>ESB86</b>				
I	134	5,4	10	9,5
II	471	19,0	102	23,6
III	668	27,0	144	24,9
IV	969	39,2	369	36,3
V	232	9,4	115	45,5
Total	2.474	100	740	30,2
<b>ESB92</b>				
I	167	8,2	17	15,1
II	319	15,8	50	20,3
III	506	25,0	89	20,4
IV	846	41,8	275	30,6
V	188	9,3	85	41,5
Total	2.026	100	516	26,2

<sup>a</sup>Porcentajes estandarizados por el método directo (población de referencia: Barcelona del año 1988<sup>14</sup>).

salud y los indicadores socioeconómicos son ejemplos de medidas de este tipo. En cambio, si lo que interesa es conocer únicamente si existe una distribución heterogénea de la salud, la medida elegida deberá establecer el grado de variabilidad de la distribución de la salud sin estudiar su asociación con las variables sociales.

2) *Disponibilidad de datos agregados o individuales*. Las medidas pueden obtenerse a partir de datos agregados (de tipo ecológico) o de datos que se refieren a individuos. Según los objetivos del estudio, el tipo de diseño o los datos disponibles, se utilizará un tipo de datos u otro. La utilización de datos agregados suele atenuar las asociaciones entre variables y no permite fácilmente analizar y controlar por factores de confusión. Por otro lado, cabe destacar que los estudios ecológicos tienen la ventaja de tener en cuenta el efecto contextual del área de residencia<sup>16-18</sup>.

3) *Medidas de efecto del grupo SE o de impacto total*<sup>11,12</sup>. Las medidas de impacto total tienen en cuenta no sólo el efecto que el nivel SE tiene en la salud sino también el tamaño de los grupos afectados por las desigualdades (por ejemplo, las clases sociales) y por lo tanto añaden información a las medidas de efecto. Serán medidas útiles al estudiar las tendencias de las desigualdades sociales en salud en el caso que la distribución de la población en las clases sociales haya cambiado.

4) *La escala de medida de las variables de nivel SE.* Si el objetivo es estudiar las desigualdades socioeconómicas, la medida de desigualdad a utilizar dependerá de la escala de la variable SE. Así por ejemplo, al ajustar un modelo de regresión con un único coeficiente como medida de desigualdad, se asume una escala de intervalo. Otras medidas, como el cociente y la diferencia entre grupos o el riesgo atribuible poblacional pueden utilizarse cuando la escala es nominal.

5) *Medidas que incorporan todos los grupos en el análisis o medidas que incorporan una parte de los grupos.* Algunas medidas, como el cociente o la diferencia entre los grupos SE extremos, habitualmente analizan la información a partir de solamente dos grupos, no teniendo en cuenta la información de los demás. Otras medidas, como la regresión, consideran en cambio a todos los grupos objeto del estudio.

6) *Medidas absolutas o relativas.* Mientras que con medidas absolutas contestamos a la pregunta ¿cuál es

el riesgo adicional de un grupo respecto al otro? Con las medidas relativas, lo que contestamos es ¿cuántas veces más riesgo tiene un grupo respecto a otro? La mayoría de las medidas pueden transformarse de absolutas en relativas y viceversa.

### Medidas de desigualdad en salud

En este apartado se comentarán las características, las ventajas y las limitaciones de las medidas más utilizadas: cocientes y diferencias de indicadores de salud (incluye el riesgo atribuible poblacional), varianzas y coeficiente de variación, indicadores derivados de la curva de Lorenz, indicadores derivados de la correlación y la regresión, y el índice de disimilitud. La tabla 2 resume las características de dichas medidas.

Tabla 2. Características de las medidas de desigualdad

Medidas de desigualdad	Características					
	Nivel socioeconómico	Agregado (Ag)/ Individual (In)	Impacto total	Escala Nominal (N)/ Intervalo (I)	Todos los grupos	Relativa (R)/ Absoluta (A)
<b>Cociente y diferencia</b>						
Cociente entre dos grupos	Sí	Ag / In	Sí/No	N	Sí/No	R
Diferencia entre dos grupos	Sí	Ag / In	Sí/No	N	Sí/No	A
Riesgo atribuible poblacional (RAP)	Sí	Ag / In	Sí	N	No	A
RAP en proporción	Sí	Ag / In	Sí	N	No	R
<b>Medidas de dispersión</b>						
Varianza	No	Ag / In	—	—	Sí	A
Coefficiente de variación	No	Ag / In	—	—	Sí	R
<b>Derivados de la curva de Lorenz</b>						
Coefficiente de Gini	No	In	—	—	Sí	R
Pseudo-coeficiente de Gini	No	Ag / In	—	—	Sí	R
Índice de concentración	Sí	Ag / In	Sí	N	Sí	R
Índice de concentración generalizado	Sí	Ag / In	Sí	N	Sí	A
<b>Correlación y regresión</b>						
Coefficiente de correlación	Sí	Ag / In	No	I	Sí	R
<b>Regresión estándar</b>						
Índice absoluto basado en la regresión	Sí	Ag / In	No	I	Sí	A
Índice relativo basado en la regresión	Sí	Ag / In	No	I	Sí	R
<b>Regresión en percentiles</b>						
Índice pendiente de desigualdad	Sí	Ag / In	Sí	N <sup>a</sup>	Sí	A
Índice relativo de desigualdad	Sí	Ag / In	Sí	N <sup>a</sup>	Sí	R
<b>RAP basado en la regresión</b>						
Versión absoluta	Sí	Ag / In	Sí	I	Sí	A
Versión relativa	Sí	Ag / In	Sí	I	Sí	R
<b>Índice de disimilitud</b>						
Índice de disimilitud absoluto	Sí	Ag / In	Sí	N	Sí	A
Índice de disimilitud relativo	Sí	Ag / In	Sí	N	Sí	R

<sup>a</sup>En este caso es una escala nominal pero jerárquica.

*Cociente y diferencia entre indicadores de salud de dos grupos*

Son las medidas más frecuentemente utilizadas en el estudio de las desigualdades en salud<sup>2,19</sup>. Sirven para comparar el estado de salud entre dos grupos SE. Las medidas más utilizadas son el Riesgo Relativo y la *Odds Ratio* como medidas de cociente y el Riesgo Atribuible de diferencia. Generalmente, son medidas de efecto sin impacto total, a no ser que se comparen grupos extremos con igual número de individuos (por ejemplo, quintiles). Pueden no tener en cuenta todos los grupos, como por ejemplo al comparar la clase V con la I o pueden comparar dos grupos que constituyen toda la población (por ejemplo, trabajadores no manuales respecto trabajadores manuales). En los datos del ejemplo (tabla 3) se observa que, tanto para el cociente como para la diferencia de porcentajes, entre los años 1986 y 1992 las desigualdades han disminuido.

Su ventaja principal es la flexibilidad a la hora de escoger entre los grupos que se quieren comparar. La elección de los dos grupos debe evitar que sean grupos tan extremos que oculten la información de los grupos intermedios o que sean grupos tan amplios que se diluyan las diferencias existentes<sup>11</sup>. Otras ventajas a destacar son su facilidad de cálculo e interpretación. Entre las principales limitaciones destaca el hecho de que habitualmente no tienen en cuenta los grupos intermedios y, en este caso, las desigualdades serían las mismas si los grupos intermedios variaran y los extremos se mantuvieran. Según Wagstaff et al<sup>9</sup> el hecho de que estas medidas no tengan en cuenta el tamaño de los grupos que se comparan, a no ser que se elijan grupos de igual tamaño (por ejemplo los quintiles extremos), puede afectar a las comparaciones temporales o de diferentes áreas geográficas, si existen diferencias temporales o espaciales en el tamaño de los grupos.

*Riesgo atribuible poblacional (RAP)*

Aunque el riesgo atribuible poblacional, también llamado fracción etiológica, forma parte del conjunto de métodos epidemiológicos, su aplicación en el estudio de las desigualdades en salud es reciente<sup>20,21,22,23</sup>. Esta medida permite estimar el cambio (absoluto o relativo) que se produciría en el indicador de salud en el caso hipotético de que toda la población tuviera el mismo nivel de salud que la clase social de referencia. En el estudio de las desigualdades sociales en salud habitualmente se utiliza como clase de referencia la más privilegiada<sup>11,12</sup>.

En el ejemplo, la diferencia absoluta entre los porcentajes de mujeres con salud regular o mala entre la población general y la clase I fue de 20,7 el año 1986, lo que indica que de cada 100 mujeres de la clase I, había 21 con salud regular o mala menos que de cada 100 mujeres de la población general. El año 1992 esta

**Tabla 3. Resultados de las diferentes medidas utilizadas para estudiar las desigualdades en las mujeres que declararon un estado de salud regular, malo o muy malo, en las encuestas de salud de Barcelona de 1986 y 1992 (ESB86 y ESB92).**

Medidas de desigualdad	Encuesta	Valores
Cociente y diferencia		
Cociente entre dos grupos (CS V / CS I) <sup>a</sup>	ESB86	4,8
	ESB92	2,7
Diferencia entre dos grupos (CSV – CSI) <sup>a</sup>	ESB86	36
	ESB92	26,4
Riesgo atribuible poblacional (RAP)	ESB86	20,7
	ESB92	11,1
RAP en proporción	ESB86	68,5%
	ESB92	42,4%
Derivados de la curva de Lorenz		
Coeficiente de Gini	ESB86	0,697
	ESB92	0,729
Pseudo-coeficiente de Gini	ESB86	0,152
	ESB92	0,148
Índice de concentración	ESB86	0,152
	ESB92	0,148
Índice de concentración generalizado	ESB86	0,046
	ESB92	0,039
Regresión		
Regresión estándar		
Índice absoluto basado en la regresión	ESB86	8,0
	ESB92	6,2
Índice relativo basado en el porcentaje de la clase social V	ESB86	0,17
	ESB92	0,15
Regresión en percentiles		
Índice pendiente de desigualdad	ESB86	30,2
	ESB92	25,7
Índice relativo de desigualdad	ESB86	1
	ESB92	0,981
RAP basado en la regresión (estimado para la clase social I)		
Versión absoluta	ESB86	18,2
	ESB92	14,2
Versión relativa	ESB86	60,3%
	ESB92	54,2%
Índice disimilitud		
Índice de disimilitud absoluto	ESB86	94,9
	ESB92	66,5
Índice de disimilitud relativo	ESB86	12,7%
	ESB92	12,5%

<sup>a</sup>Clase social V versus clase social I.

cifra fue de 11,1. El riesgo atribuible poblacional, expresado en forma relativa, del año 1986 fue de 68,5%, lo cual indica que si todas las mujeres tuvieran la misma salud percibida que las de la clase I, existiría un 68,5% menos de mujeres con mala salud percibida. Este valor para el año 1992 fue de 42,4% (tabla 3).

Su principal ventaja es que refleja no sólo el valor del indicador de salud en el conjunto de la población con relación al grupo más privilegiado, sino que también tiene en cuenta el tamaño de estos grupos (impacto total). Por

ejemplo, si se comparan tasas de mortalidad, cuanto más numerosos sean los grupos con tasas elevadas, mayor será la reducción potencial de la tasa de mortalidad global. Sus principales inconvenientes son: primero, precisa un grupo de referencia, y éste puede ser distinto en las poblaciones que son objeto de comparación; segundo, no se tiene en cuenta la asociación entre los grupos socioeconómicos y el indicador de salud entre los grupos distintos al grupo de referencia. Además es sensible a fluctuaciones aleatorias en el nivel del indicador de salud del grupo de referencia.

#### *Medidas de dispersión*

La varianza y el coeficiente de variación son las medidas de dispersión más simples que han sido utilizadas por autores que defienden utilizar al individuo como unidad de análisis<sup>6</sup>. Ambas medidas se pueden calcular tanto con datos individuales, como con datos agregados pero habitualmente se han utilizado para evaluar las desigualdades entre áreas geográficas<sup>24</sup>. En el caso que las áreas geográficas sean de distinto tamaño es mejor ponderar por el tamaño del área<sup>25</sup>.

La principal ventaja de la varianza es su facilidad de cálculo. Entre sus limitaciones destaca su dependencia de las unidades de medida. El coeficiente de variación no presenta esta limitación y permite comparar diferentes grupos, pero varía cuando varía la media aunque no se modifique la dispersión de los datos. Cabe señalar que estas medidas no son sensibles a la dirección de la asociación entre el nivel SE y la salud, ya que se obtendría el mismo valor tanto si las asociaciones fueran negativas como positivas.

Galal y Qureshi han propuesto otro índice para analizar la variabilidad entre áreas geográficas: el Índice de Dispersión (*Dispersion Index*), que se basa en la comparación de los valores de salud de todas las áreas geográficas dos a dos<sup>26</sup>. Este índice es más adecuado que la varianza y el coeficiente de variación cuando la distribución de la variable no es simétrica.

#### *Indicadores derivados de la curva de Lorenz*

##### *Curva de Lorenz y coeficiente de Gini*

Una medida ampliamente utilizada para representar la magnitud de la desigualdad es el *coeficiente de Gini*, propuesto por Gini en 1912<sup>27</sup>, el cual se deriva de la curva de Lorenz<sup>28</sup>. Se ha utilizado sobre todo para estudiar las desigualdades en la distribución de la renta<sup>9</sup>, aunque también se utiliza en el estudio de las desigualdades en salud<sup>29,30</sup>. La curva de Lorenz se representa en el plano uniendo puntos ( $x$ ,  $y$ ) que indican dos proporciones. En el eje de las X se representa la proporción acumulada de población ordenada según la

salud y en el eje de las Y la proporción acumulada de individuos afectados por la característica de estudio entre el total de la población de afectados (ver Anexo). Si el indicador de salud es una variable de tipo intervalo (por ejemplo, la puntuación en una escala de calidad de vida), la curva de Lorenz tiene una curvatura gradual cóncava o convexa (de hecho la curva de Lorenz funciona mejor con este tipo de variables). En cambio, si el indicador de salud es una variable discreta y además hay desigualdades, a partir de un percentil de población determinado, la variable Y toma siempre el valor 1 y la curva de Lorenz se convierte en recta.

Si la salud se distribuye homogéneamente entre la población, la curva se sitúa en la diagonal, en cambio, cuanto más se aleja la curva de la diagonal mayor es el grado de desigualdad. La desigualdad es máxima cuando la curva de Lorenz forma un ángulo recto. El coeficiente de Gini se obtiene multiplicando por 2 el área entre la curva y la diagonal y por lo tanto, varía entre 0, cuando la igualdad es completa y 1 cuando la desigualdad es máxima (en este último caso el área entre la curva y la diagonal vale 0,5, área de un triángulo rectángulo con base y altura igual a 1).

Los valores del ejemplo son 0,6968 para el año 1986 y 0,7292 para 1992 (tabla 3). El hecho de que esta medida refleje un aumento de la desigualdad podría ser porque en este caso no se ha tenido en cuenta el efecto de la edad (entre las mujeres estudiadas, un 17,6% tenía más de 64 años en 1986 y un 21,5% en 1992).

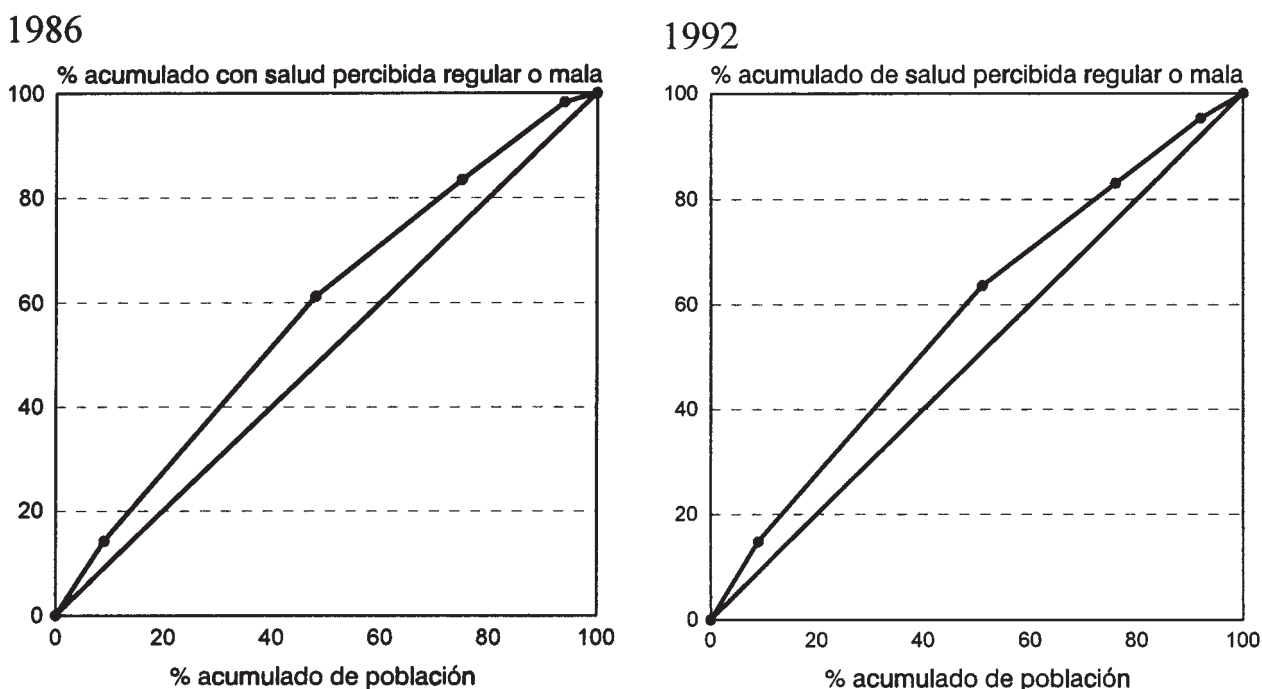
Tiene la ventaja de reflejar la situación de todos los individuos. Entre sus limitaciones cabe destacar que para su estimación no siempre se dispone de los datos individuales, que su utilización es más correcta cuando la variable de salud se mide en escala de intervalo y que es difícil el ajuste por edad y el cálculo de los intervalos de confianza.

##### *Curva pseudo-Lorenz y pseudo-coeficiente de Gini*

La curva pseudo-Lorenz se construye de manera muy similar a la curva de Lorenz pero utiliza datos agrupados en lugar de datos individuales. Los grupos (por ejemplo las clases sociales), se ordenan según el valor del indicador de salud, de peor a mejor valor. Se representan tantos puntos ( $x$ ,  $y$ ) como clases sociales. En cada uno de los puntos el valor  $x$  corresponde al porcentaje acumulado de población al ir añadiendo cada una de las clases sociales. El valor  $y$  indica el porcentaje que representan los individuos afectados por la característica en estudio en el porcentaje acumulado de población correspondiente, respecto al total de afectados de la población. Este método fue utilizado para comparar las desigualdades en mortalidad entre distintos países europeos<sup>31</sup>. El *pseudo-coeficiente de Gini* se obtiene de manera análoga al coeficiente de Gini, multiplicando por 2 el área entre la curva y la diagonal.



Figura 1. Curva pseudo Lorenz (coincide con la curva de concentración). Encuestas de salud de Barcelona de 1986 y 1992



Eje de las X: porcentaje acumulado de población ordenada según el estado de salud (curva pseudo-Lorenz) o según el nivel socioeconómico (curva de concentración). En este ejemplo, en ambos casos se ordena de la clase V a la clase I.

Las curvas pseudo-Lorenz con los datos del ejemplo se presentan en la figura 1. Los valores del pseudo-coeficiente de Gini en los años 1986 y 1992 fueron respectivamente 0,152 y 0,148 (tabla 3).

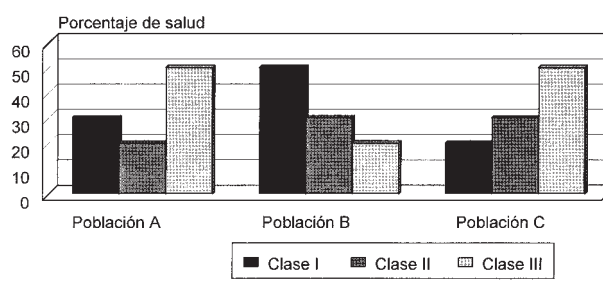
Al igual que la curva de Lorenz, la curva pseudo-Lorenz tampoco refleja la dimensión socioeconómica de las desigualdades en salud. Así, tanto si la clase social con peor estado de salud fuera la más aventajada o la más deprimida el resultado de la curva pseudo-Lorenz sería el mismo (casos A, B y C de la Fig. 2). En este caso también es difícil el cálculo de los intervalos de confianza.

#### Curva e índice de concentración

Para obtener la curva de concentración se procede de manera similar a la obtención de la curva pseudo-Lorenz. La diferencia principal consiste en que para representar la curva de concentración se ordena la población según grupo SE, del inferior al superior. Puede suceder que la ordenación según el grupo SE o según el valor del indicador de salud coincida, como en el ejemplo, en cuyo caso la curva de concentración y la pseudo-curva de Lorenz son iguales. Por ejemplo, en el caso C de la Fig. 2, las dos curvas coincidirían, en cambio, en los casos A y B serían distintas.

El índice de concentración (IC) se obtiene sumando las áreas entre la curva y la diagonal a ambos lados de ésta (se presenta como porcentaje del área que hay encima o debajo de la diagonal), siendo la fórmula para obtenerlo la misma que para el coeficiente pseudo-Gini. Arbitrariamente se asigna el signo positivo al área entre la curva y la diagonal cuando la curva se sitúa a un lado (encima o debajo) de la diagonal y el signo negativo en caso contrario. El IC varía entre -1 y 1. Un IC igual a 0 no indica ausencia de desigualdad (podría ser que la curva cruzara la diagonal y los valores positivo y ne-

Figura 2. Distribución hipotética de salud en clases sociales en tres poblaciones. Adaptado de Wagstaff et al.<sup>9</sup>



gativo de las áreas se compensaran) sino ausencia de gradiente según clase social. Además de calcular el IC es importante visualizar las curvas de distintos períodos de tiempo o distintas poblaciones y compararlas. En el ejemplo, el pseudo-coeficiente Gini y el IC tienen el mismo valor ya que la ordenación según clase social o según el indicador de salud es la misma.

La curva de concentración se puede transformar en la curva de concentración generalizada multiplicando la primera por el nivel medio de salud o de enfermedad. Mientras la curva de concentración indica cómo se distribuye la salud sin tener en cuenta la *cantidad* de salud (por ejemplo, la prevalencia de enfermedad) que hay en la población, la curva de concentración generalizada incorpora dicha *cantidad* y por lo tanto es sensible a los cambios en el nivel de salud poblacional. Este cálculo también es aplicable a las curvas de Lorenz o pseudo-Lorenz. La curva de concentración generalizada tiene asociado el índice generalizado de concentración. En el ejemplo, el IC generalizado pasó de 0,046 en 1986 a 0,039 en 1992 (tabla 3).

Wagstaff y Van Doorsler señalan que cuando el indicador de salud tiene múltiples categorías, el IC variará según la agrupación que se haga de las mismas. Como solución proponen construir una variable latente de salud y después medir las desigualdades con una variante del IC generalizado<sup>32</sup>.

Según Wagstaff et al<sup>9</sup> el IC tiene ventajas ya que refleja la experiencia de toda la población y es sensible a la distribución de la población según el nivel socioeconómico, por lo que tiene en cuenta la dimensión socioeconómica de las desigualdades. Una limitación es la dificultad de cálculo de los intervalos de confianza.

#### *Indicadores derivados de la correlación y la regresión*

##### *Coefficiente de correlación*

Esta medida se ha utilizado fundamentalmente en estudios ecológicos de áreas geográficas donde se dispone de variables de mortalidad y/o morbilidad y de variables socioeconómicas como el porcentaje de desempleo o el porcentaje de alfabetización<sup>33,34</sup>. Esta medida puede tener en cuenta el tamaño de las áreas si se prevé en el análisis.

La principal limitación del coeficiente de correlación es que no mide la magnitud de las desigualdades, sino la existencia de una relación lineal entre la variable socioeconómica y el indicador de salud. Un coeficiente de correlación similar se puede observar tanto para grandes diferencias de salud como para diferencias pequeñas, mientras el grado de asociación lineal sea parecido.

##### *Regresión estándar*

Relaciona el indicador de salud (variable depen-

diente) con el nivel socioeconómico (variable independiente) al que habitualmente se le asignan valores correlativos. El efecto se puede expresar tanto en términos absolutos como relativos. El índice relativo se puede obtener dividiendo la pendiente de la recta de regresión (efecto absoluto) entre el valor del indicador de salud en el grupo de referencia. Para mejorar la estimación, cuando se analizan datos agregados, se debería ponderar por el tamaño de los grupos.

En el ejemplo, la pendiente de la regresión ponderada por el tamaño de los grupos o la diferencia estimada entre los porcentajes de mujeres con mala salud entre dos clases sociales consecutivas pasa de 8,0 el año 1986 a 6,2 el año 1992. El índice relativo se refiere a la proporción que representa este cambio respecto a la morbilidad declarada por las mujeres de la clase V. Ese valor fue de 0,17 en 1986 y de 0,15 en 1992 (tabla 3).

Esta regresión tiene la ventaja de reflejar la experiencia de toda la población y, a diferencia del coeficiente de correlación, la regresión sí tiene en cuenta la magnitud de las desigualdades sociales. No obstante, para su utilización deben cumplirse las hipótesis de aplicación del modelo de regresión, aunque la finalidad de esta medida es la descripción y no la predicción.

##### *Regresión en percentiles*

Se diferencia de la regresión estándar en la forma de asignar valores al indicador del nivel SE. Para ello se ordenan los grupos según nivel socioeconómico y se les asigna un valor entre 0 y 1 que representa la posición relativa del individuo central del grupo. Por ejemplo, si la clase social I contiene el 10% de la población y la clase social II el 26%, los valores que representarían la posición relativa del individuo central de las clases I y II serían 0,05 y 0,23 (10% de la población en la clase social I más 13% de la población hasta llegar al individuo central de la clase II), respectivamente (ver Anexo). A continuación, se ajusta una recta de regresión cuya variable dependiente es el indicador de salud y la independiente el nivel SE. Cuando los datos se tratan de forma agregada, el ajuste de regresión se debe ponderar por el número de efectivos de cada grupo<sup>10</sup>.

El *índice pendiente de desigualdad* (IPD) es la pendiente de la recta de regresión que muestra la relación entre el estado de salud y el nivel SE (con valores asignados entre 0 y 1 tal como se ha mencionado). Se puede interpretar como la diferencia absoluta en el indicador de salud entre el individuo o grupo de individuos situados en el lugar más desfavorecido y el situado en el lugar más favorecido de nivel socioeconómico. Si se quieren obtener las diferencias relativas se puede dividir el IPD por la media del nivel de salud global de la población obteniéndose el *índice relativo de desigualdad*, utilizado por Pamuk en sus estudios de tendencias de mor-

talidad en Inglaterra y Gales<sup>35,36</sup>. Este índice ha sido utilizado más recientemente en estudios que pretenden comparar las desigualdades socioeconómicas en mortalidad y morbilidad en países europeos<sup>37,38</sup>.

En el ejemplo, la pendiente de desigualdad o la diferencia estimada en el porcentaje de morbilidad percibida entre la clase V y la I fue de 30,2 el año 1986 y de 25,7 el año 1992. Al expresar esta diferencia con relación al porcentaje global de mujeres con mala salud percibida se obtiene el índice relativo, que disminuyó de 1 a 0,981 (tabla 3).

Sus ventajas e inconvenientes son los mismos que los de la regresión estándar, lo que cambia es la interpretación de las medidas obtenidas con ambos métodos. Una ventaja adicional de esta medida es que se puede utilizar para hacer comparaciones cuando la clasificación socioeconómica es jerárquica (y no es una escala de intervalo), lo que es muy conveniente cuando la población está clasificada por ejemplo según niveles de estudios o de ingresos<sup>39</sup>.

#### *Riesgo atribuible poblacional (RAP) basado en la regresión*

Como ya se ha comentado, una limitación del RAP es que no tiene en cuenta la asociación entre nivel socioeconómico y salud entre los grupos diferentes al de referencia. Kunst y Mackenbach han sugerido estimar el indicador de salud de los grupos socioeconómicos a través de un modelo basado en la regresión y, a continuación, calcular el RAP sustituyendo el valor observado del indicador en el grupo de referencia por el valor estimado. Las versiones absoluta y relativa de este índice se calculan tal como se ha descrito anteriormente en el apartado del RAP y su interpretación es la misma. La ventaja respecto al RAP observado es que se tienen en cuenta todos los grupos socioeconómicos (véase los resultados del ejemplo en la tabla 3).

#### *Otros modelos de regresión*

Dependiendo de las características de las variables estudiadas (por ejemplo, variable dependiente dicotómica o número de casos o tasa y variables independientes categóricas o en escala de intervalo), los modelos de regresión logística, regresión de Poisson, o los modelos log-lineales deben sustituir a los modelos de regresión citados en los apartados previos. Kunst et al han utilizado un índice de desigualdad obtenido aplicando la regresión de Poisson para comparar las desigualdades sociales en mortalidad en distintos países<sup>40,41</sup> y han utilizado la regresión logística para comparar las desigualdades en morbilidad según nivel educativo<sup>42</sup>.

#### *El Índice de disimilitud (ID)*

Representa el número o la proporción de casos

(según se trate de la versión absoluta o relativa) que deberían redistribuirse a fin de obtener igualdad en el indicador de salud. La versión absoluta se calcula de la forma siguiente:

$$ID = \sum_{g. \text{ socioec.}} |\text{observados} - \text{esperados}| / 2$$

Los casos esperados se calculan suponiendo que todos los grupos socioeconómicos tienen el mismo valor del indicador de salud que el conjunto de la población. Para obtener el indicador en versión relativa se divide por el número total de casos. Este índice modificado ha sido utilizado por Pappas et al<sup>43</sup>. Igualmente, Kunst et al lo utilizaron para describir la mortalidad por clase social en 11 países europeos<sup>44</sup>.

En el ejemplo, el índice de disimilitud o el número de mujeres con mal estado de salud percibida que deberían redistribuirse para que la morbilidad fuera la misma en todas las clases sociales fue de 95 el año 1986 y de 66 el año 1992. Respecto al total de casos, este número representó un 12,7% el año 1986 y un 12,5% el año 1992 (tabla 3).

Diversos autores (Wagstaff et al<sup>9</sup>, Kunst y Mackenbach<sup>11</sup>) señalan que, al igual que la curva pseudo-Lorenz, el ID no es sensible a la dirección de la asociación entre el nivel SE y la salud, es decir, no tiene en cuenta si los mejores valores del indicador de salud los tienen los grupos con nivel socioeconómico alto o bajo.

## Discusión

En este trabajo se ha puesto de manifiesto que hay un gran número de medidas disponibles para valorar la magnitud y evolución temporal de las desigualdades en salud. A pesar de ello, hasta el momento la mayor parte de las mismas son aún poco conocidas y muy escasamente utilizadas.

En los últimos años, varios trabajos de revisión han analizado sistemáticamente las medidas de desigualdad atendiendo a diversos criterios. Illsley y Le Grand discutieron las limitaciones de la clase social británica para medir las desigualdades en salud<sup>8</sup>. Por ello, propusieron estudiar las desigualdades entre los individuos mediante medidas que no tuvieran en cuenta el nivel SE como son la varianza, el coeficiente de variación, el índice de disimilitud o el coeficiente de Gini. Murray et al. también propusieron centrarse en las desigualdades medidas según la distribución del estado de salud de los individuos ya que complementa a la medida del nivel medio de salud de la población, permite identificar los individuos con peor salud sin haber definido previamente grupos sociales y asegura la comparabilidad en el tiempo y en el espacio. Estos autores también ar-



gumentaron que la comparación entre grupos sociales no permite el análisis científico de otros determinantes claves de desigualdades en salud en los individuos<sup>45</sup>. Gakidou, Murray y Frenk propusieron basarse en una medida basada en la salud de los individuos: la esperanza de vida saludable (*health expectancy*)<sup>46</sup>.

Wagstaff et al realizaron una revisión crítica de las medidas de desigualdad disponibles ilustrando con ejemplos sus usos en los estudios de mortalidad y morbilidad a lo largo del tiempo en varios países<sup>9</sup>. De este modo analizaron el rango, el coeficiente de Gini, el pseudo-coeficiente de Gini, el índice de disimilitud, el índice pendiente de desigualdad y el índice de concentración, y llegaron a la conclusión de que solamente los dos últimos eran adecuados para medir las desigualdades sociales en salud. Por su parte, Kunst y Mackenbach<sup>11,12</sup> han realizado la revisión más completa sobre la medición de las desigualdades sociales en salud, desarrollando un sistema coherente de 12 tipos distintos de medidas o índices. Este sistema tiene en cuenta diferentes perspectivas y reconoce la complementariedad de algunas de las medidas que se habían utilizado en estudios anteriores. Metzger et al, después de revisar las medidas de desigualdad, proponen la creación de un vector de desigualdad que tenga en cuenta tres aspectos: a) una medida de referencia del nivel de la variable de salud en la población (la media poblacional); b) una medida de desigualdad global que indique cómo se aleja la distribución real de la distribución igualitaria (coeficiente pseudo-Gini para variables de mortalidad-morbilidad y el índice de disimilitud relativo para variables de acceso a recursos) y c) una medida de desigualdad que indique la variación de los valores que toma la variable entre los diferentes niveles SE (el índice pendiente de desigualdad)<sup>47</sup>.

En este artículo se ha optado por revisar las medidas de desigualdad en salud en sentido amplio teniendo en cuenta tanto los objetivos del estudio, como el tipo de análisis escogido y los datos que están disponibles. Las dos primeras características presentadas en el segundo apartado de esta revisión son las más básicas bajo nuestro punto de vista: si tienen o no en cuenta el nivel SE y si utilizan datos individuales o agrupados para su cálculo. La importancia de ambas características radica tanto en razones sociopolíticas como metodológicas que conviene discutir brevemente.

En primer lugar, con relación a los objetivos del estudio, debe considerarse el concepto de desigualdad en salud que se elija. Según Whitehead, hablamos de desigualdad social o inequidad cuando hacemos referencia a diferencias innecesarias y evitables y que, además, son injustas e intolerables<sup>48</sup>. En cambio, hablamos de desigualdad simplemente cuando constatamos la existencia de diferencias o variaciones en salud. Por

lo tanto, si el objetivo es estudiar las desigualdades sociales en salud, deberán utilizarse medidas del nivel SE. En cambio, si lo que interesa es conocer las variaciones entre los individuos, la medida elegida deberá establecer el grado de variabilidad de la distribución de la salud sin estudiar su asociación con las variables sociales.

Para medir el componente social de las desigualdades en salud, la clase social ha sido la variable más utilizada. Sin embargo, diversos trabajos han discutido sus principales inconvenientes: por un lado, su variabilidad a lo largo del tiempo en cuanto a la composición y dimensión de su tipología y, por otro, por la dificultad de incluir en una clase social determinada a las personas que no trabajan<sup>4,49</sup>. Por ello, autores como Illsley y Le Grand han propuesto como alternativa analizar las desigualdades sin considerar las medidas de grupo SE<sup>8</sup> utilizando, en cambio, medidas de las variaciones individuales. Sin embargo, como los propios autores reconocen, ambos tipos de medidas no son comparables ya que persiguen objetivos distintos (medir variaciones o diferencias vs medir inequidades o desigualdades sociales). En este sentido, las medidas que escogen como objeto de estudio a los individuos sin tomar en cuenta su dimensión social, analizan a las personas «aisladamente», separándolas del resto de los grupos sociales y sin tener en cuenta las características que los miembros de una clase social determinada comparten<sup>3,16,50</sup>.

En segundo lugar, el tipo de datos disponible condiciona las medidas que se utilicen. Así, en algunas ocasiones puede ser que no se disponga de información individual o bien, algunos diseños, como por ejemplo los estudios ecológicos, implican la utilización de datos agregados. Así por ejemplo, en el conjunto del Estado Español no se pueden realizar estudios de base individual de mortalidad debido a que no se dispone de la ocupación en la mayoría de boletines de defunción<sup>51</sup>. Tal como se ha señalado anteriormente, a pesar de sus limitaciones, los estudios ecológicos tienen la ventaja de tener en cuenta factores sociales, geográficos y comunitarios de tipo contextual que no pueden ser analizados en los estudios individuales<sup>16-18,52</sup>.

También dependiendo del objetivo del estudio deben tenerse en cuenta las otras características descritas en el segundo apartado de esta revisión. Si se quiere describir la evolución de las desigualdades sociales sería conveniente, siempre que sea posible, utilizar medidas de impacto total ya que éstas tienen en cuenta el cambio de tamaño de los grupos sociales a lo largo del tiempo. Como se comentó en la Introducción, en los países desarrollados se ha producido una reducción proporcional en el número de ocupaciones menos cualificadas así como en la cantidad de personas que trabajan en ellas<sup>7</sup>.

En cuanto a la escala de la variable SE cabe se-

ñar que al ajustar un modelo de regresión estándar con un solo coeficiente como medida resumen de desigualdad se asume una escala de intervalo, supuesto que podría ser vulnerado si las clases sociales no estuvieran clasificadas en forma jerárquica o si las variaciones no fueran lineales en los distintos niveles de la variable SE. En cambio, los años de estudios o los ingresos cumplirían más fácilmente este criterio.

En lo referido a la utilización de medidas absolutas o relativas, creemos conveniente la utilización de ambos tipos de medidas. Aunque en epidemiología las medidas relativas (por ejemplo, el riesgo relativo) son mucho más utilizadas que las absolutas (por ejemplo, el riesgo atribuible), cuando interesa evaluar el impacto de un determinado problema de salud en toda la población, las medidas absolutas tienen mayor interés que las relativas<sup>53</sup>. Así, por ejemplo, si un problema de salud es muy prevalente, un ligero cambio en una medida relativa puede tener un enorme impacto en la salud de la población.

En esta revisión, y con el objetivo de ilustrar su cálculo, se han utilizado 16 medidas para resumir las desigualdades en salud de 5 clases sociales en dos periodos de tiempo, las cuales han mostrado, en su mayoría, una disminución de las desigualdades. Todas las medidas descritas tienen ventajas y limitaciones y ninguna de ellas por sí misma puede describir de forma completa las desigualdades en salud. Por ello, conviene seguir dos criterios generales. Por un lado, para obtener una visión de conjunto, es aconsejable utilizar varias medidas que se complementen entre sí. Por otro lado, al realizar el estudio deben seleccionarse las medidas más relevantes acorde a nuestros objetivos y a las limitaciones de información existente.

Desde nuestro punto de vista, cuando además de información sobre la salud se dispone de información social, las medidas más adecuadas son aquellas que miden el nivel SE. Para ello, pueden utilizarse las medidas que comparan dos grupos como el cociente, la diferencia y el riesgo atribuible poblacional, así como las medidas que tienen en cuenta a todos los grupos socioeconómicos y también su tamaño como, por ejemplo, la pendiente de desigualdad de la regresión en percentiles u otras medidas basadas en la regresión. Todas ellas deberían obtenerse tanto en forma relativa como absoluta.

En los estudios ecológicos se podrían utilizar las medidas aplicables a los datos agregados, con la salvedad del cociente y la diferencia, ya que cuando se estudian un gran número de áreas geográficas, estas medidas son poco informativas. En este caso podría utilizarse el coeficiente de variación. Otra alternativa, cuando hay muchas áreas geográficas, es agrupar las áreas según el nivel socioeconómico en un número de

grupos más asequible (4 ó 5) y posteriormente utilizar las medidas aplicables a los datos agregados.

Finalmente, en un tema como la medición de las desigualdades en salud, también debe tenerse en cuenta a quien van dirigidos los resultados. Cuando el estudio de las desigualdades se plantee dentro de un proyecto de definición de políticas sanitarias deberán utilizarse medidas de fácil interpretación, ya que los usuarios de las mismas serán personas con poder de decisión política pero muy probablemente sin conocimientos específicos sobre el tema. Las medidas más sofisticadas deberían reservarse para lectores especializados y deberían presentarse junto a las medidas sencillas. En todos los casos, las medidas resumen deberían ir acompañadas de una descripción detallada de los indicadores de salud.

---

### Agradecimientos

A todas las personas que han leído versiones previas de este manuscrito y nos han ayudado a mejorarlo: Lucía Artazcoz, Xavier Bonfill, Teresa Brugal, M. Felicitas Domínguez-Berjón, Josep Ferrando, Marta Roqué, Joaquín Salvador y Silvia Sanjosé.

Una versión preliminar de este manuscrito fue presentada en el Seminario «Las desigualdades sociales en salud en España». Barcelona, febrero de 1996.

---

### Anexo

#### *Cálculo detallado de cada una de las medidas de desigualdad en salud*

Se analizan las desigualdades en salud en los años 1986 y 1992 entre las mujeres mayores de 14 años. Los datos proceden de las encuestas de salud de Barcelona y la variable de interés es la percepción del estado de salud en forma dicotómica (salud muy buena o buena y salud regular, mala o muy mala). La clase social se obtuvo a través de la ocupación según la adaptación española de la clasificación británica.<sup>15</sup>

Las medidas deben presentarse con los intervalos de confianza correspondientes. La estimación de los intervalos dependerá del tipo de medida. En este trabajo, sin embargo, no se presentan porque el objetivo era la descripción de las medidas.

#### *Cociente entre dos grupos*

Se realiza el cociente entre los indicadores de salud de las mujeres de las clases sociales V y I.

1986 = 45,5 / 9,5 = 4,8  
 1992 = 41,5 / 15,1 = 2,7

*Diferencia entre dos grupos*

Se realiza la diferencia entre los indicadores de salud de las mujeres de las clases V y I:

1986: 45,5 – 9,5 = 36  
 1992: 41,5 – 15,1 = 26,4

*Riesgo atribuible poblacional*

Versión absoluta:

1986: 30,2 – 9,5 = 20,7  
 1992: 26,2 – 15,1 = 11,1

Versión relativa:

1986: [(30,2 – 9,5) / 30,2]\* 100 = 68,5%  
 1992: [(26,2 – 15,1) / 26,2]\* 100 = 42,4%

*Curva de Lorenz y coeficiente de Gini*

Se ordenan todas las mujeres de la muestra de la encuesta de salud de Barcelona según su percepción del estado de salud, empezando por las que declararon salud muy mala y acabando por las que declararon salud muy buena. A continuación, en el eje de las X se señalan una serie de puntos entre 0 y 1 que indican el porcentaje acumulado de población, por ejemplo 0,05, 0,10, 0,15, 0,20... Para cada valor del por-

centaje acumulado de población seleccionado en el eje de las X, se calcula el porcentaje que representan los individuos afectados en dicho grupo entre el total de afectados de la población (ver tabla 4).

El valor aproximado del coeficiente de Gini se obtiene por métodos geométricos aplicando la fórmula:

$$2 \cdot \left[ \left[ \sum_{j=0}^{j=19} \frac{(y_j + y_{j+1}) \cdot h}{2} \right] - \frac{1}{2} \right] = \left[ \sum_{j=0}^{j=19} (y_j + y_{j+1}) \cdot h \right] - 1$$

donde y<sub>j</sub> son los valores de la ordenada de cada punto correspondientes a los percentiles de población, (y<sub>0</sub> = 0, y<sub>20</sub> = 100) y h = 0,05 o amplitud de los intervalos del eje X.

Cálculo del coeficiente de Gini:

1986: [( (0+0,164) + (0,164+0,33) + (0,33+0,496) + (0,496+0,66) + (0,66+0,826) + (0,826+0,992) + (0,992+1) + 13\* (1+1) ]\* 0,05 ] – 1 = 0,697.

1992: [( (0+0,186) + (0,186+0,372) + (0,372+0,558) + (0,558+0,745) + (0,745+0,931) + (0,931+1) + 14\* (1+1) ]\* 0,05 ] – 1 = 0,729.

*Curva pseudo-Lorenz y pseudo-coeficiente de Gini*

Eje X: Proporción acumulada de población ordenada según morbilidad. Se acumulan las proporciones de población en las clases sociales de la CS V a la CS I.

Eje Y: Proporción acumulado de mal estado de salud

**Tabla 4. Datos necesarios para la construcción de la curva de Lorenz**

Proporción acumulada población de mujeres (eje X)	ESB86. Mujeres que declararon una salud regular, mala o muy mala			ESB92. Mujeres que declararon una salud regular, mala o muy mala		
	N	Proporción	Proporción acumulada (eje Y)	N	Proporción	Proporción acumulada (eje Y)
0,05	134	0,164	0,164	111	0,186	0,186
0,10	135	0,166	0,330	111	0,186	0,372
0,15	135	0,166	0,496	111	0,186	0,558
0,20	134	0,164	0,660	112	0,187	0,745
0,25	135	0,166	0,826	111	0,186	0,931
0,30	135	0,166	0,992	41	0,069	1
0,35	7	0,009	1	–	–	1
...	–	–	1	–	–	1
1	–	–	1	–	–	1
	Total: 815	1		Total: 597	1	

ESB86: Encuesta de Salud de Barcelona de 1986

ESB92: Encuesta de Salud de Barcelona de 1992

En esta tabla figuran todas las mujeres que contestaron la Encuesta de Salud, incluso las que no tenían información sobre la clase social (motivo por el cual hay más mujeres que en las tablas 5 y 6).

**Tabla 5. Datos necesarios para la construcción de la curva pseudo-Lorenz y la curva de concentración**

Clase social	Total mujeres		Mujeres que declararon una salud regular, mala o muy mala		
	Proporción	Proporción acumulada (eje X)	Casos observados	Proporción	Proporción acumulada (eje Y)
V	0,094	0,094	106	0,142	0,142
IV	0,392	0,486	352	0,471	0,612
III	0,270	0,756	166	0,222	0,834
II	0,190	0,946	111	0,148	0,983
I	0,054	1	13	0,017	1
Total	1		748	1	

ESB92					
Clase social	Total mujeres		Mujeres que declararon una salud regular, mala o muy mala		
	Proporción	Proporción acumulada (eje X)	Casos observados	Proporción	Proporción acumulada (eje Y)
V	0,093	0,093	78	0,147	0,147
IV	0,418	0,511	259	0,489	0,636
III	0,250	0,761	103	0,194	0,830
II	0,158	0,918	65	0,123	0,953
I	0,082	1	25	0,047	1
Total	1		530	1	

Los casos observados se calculan aplicando el porcentaje estandarizado de la clase al total de efectivos de la clase. Por ejemplo, para calcular la N de la clase V del año 1986:  $0,455 \times 232 = 106$ .

ESB86: Encuesta de Salud de Barcelona de 1986

ESB92: Encuesta de Salud de Barcelona de 1992

percibido entre el total de mujeres con mal estado de salud percibido.

En la tabla 5 del anexo se presentan los valores (x,y) correspondientes a los 6 puntos necesarios para dibujar la curva pseudo-Lorenz. La fórmula para calcular el pseudo-coeficiente de Gini es:

$$2 \times \left[ \sum_{j=0}^{j=4} \frac{(y_j + y_{j+1}) \times (x_j - x_{j+1})}{2} \right] - 1 = \left[ \sum_{j=0}^{j=4} (y_j + y_{j+1}) \times (x_j - x_{j+1}) \right] - 1$$

donde (x<sub>0</sub>, y<sub>0</sub>) = (0, 0), (x<sub>5</sub>, y<sub>5</sub>) = (1, 1).

Cálculo del pseudo-coeficiente de Gini:

1986:  $[ (0+0,142) \times (0,094-0) + (0,142+0,612) \times (0,486-0,094) + (0,612+0,834) \times (0,756-0,486) + (0,834+0,983) \times (0,946-0,756) + (0,983+1) \times (1-0,946) ] - 1 = 0,152$ .

1992:  $[ (0+0,147) \times (0,093-0) + (0,147+0,636) \times (0,511-0,093) + (0,636+0,830) \times (0,761-0,511) + (0,830+0,953) \times (0,918-0,761) + (0,953+1) \times (1-0,918) ] - 1 = 0,148$ .

Curva e índice de concentración

Eje X: Proporción acumulada de población ordenada según nivel socioeconómico, de menor (CS V) a mayor (CS I).

Eje Y: Proporción acumulada de mal estado de salud percibido en aquel grupo respecto al total de mujeres con mal estado de salud percibido.

En este caso el índice de concentración es igual al pseudo-coeficiente de Gini.

Índice de concentración generalizado

Se multiplica el índice de concentración por la proporción estandarizada de mujeres con mal estado de salud percibido:

1986:  $0,152 \times 0,302 = 0,046$

1992:  $0,148 \times 0,262 = 0,039$

Regresión estándar

Ajustando una recta de regresión entre nivel socioeconómico (variable independiente tomada de 1 a 5) y morbilidad (% de mujeres que declaran salud regular, mala o muy mala) y ponderando por el tamaño de población de las clases sociales se obtiene:

1986: a = 4,0 b = 8,0 (p = 0,009)

1992: a = 5,8 b = 6,2 (p = 0,023)

La pendiente (b) representa el índice absoluto. El índice relativo, tomado como la proporción de cambio respecto a la morbilidad presentada por las mujeres de la clase social V es:

1986:  $8,0/45,5 = 0,17$  (17,6%)

1992:  $6,2/41,5 = 0,15$  (14,9%)

Regresión en percentiles. Pendiente de desigualdad

Variable dependiente: morbilidad declarada.

Variable independiente: clases sociales (entre 0 y 1), siendo cada punto la posición relativa del centro del grupo. Por lo tanto, los puntos que se utilizan son:

1986:

$0,054/2 = 0,027$

$0,054 + (0,19/2) = 0,149$

$0,054 + 0,19 + (0,27/2) = 0,379$

$0,054 + 0,19 + 0,27 + (0,392/2) = 0,71$

$0,054 + 0,19 + 0,27 + 0,392 + (0,094/2) = 0,953$

1992: 0,041, 0,161, 0,365, 0,699, 0,954.

El índice pendiente de desigualdad (IPD) corresponde a la b de la recta de regresión ajustada con mínimos cuadrados ponderados, siendo el peso el tamaño de la clase:

1986: b = 30,2

1992: b = 25,7

El índice relativo de desigualdad (IRD):

1986:  $30,2/30,2 = 1$

1992:  $25,7/26,2 = 0,981$

*Riesgo atribuible poblacional basado en la regresión*

En primer lugar se estima la morbilidad de la clase social I de acuerdo a la ecuación de regresión obtenida en el apartado de Regresión Estándar, y se obtiene:

1986:  $4,0 + (1 * 8,0) = 12,0$

1992:  $5,8 + (1 * 6,2) = 12,0$

A continuación, se calcula el riesgo atribuible poblacional según la morbilidad estimada de la clase I. Se puede obtener en forma absoluta y relativa.

Versión absoluta:

1986:  $30,2 - 12,0 = 18,2$

1992:  $26,2 - 12,0 = 14,2$

Versión relativa:

1986:  $(18,2 / 30,2) * 100 = 60,3\%$

1992:  $(14,2 / 26,2) * 100 = 54,2\%$

*Índice de disimilitud*

Ver tabla 6, a partir de la cual se realizan los siguientes cálculos para hallar el índice de disimilitud de los dos años estudiados.

Índice de disimilitud (versión absoluta):

1986:  $[\text{observados} - \text{esperados}] / 2 = 189,8 / 2 = 94,9$

1992:  $[\text{observados} - \text{esperados}] / 2 = 133 / 2 = 66,5$

Índice de disimilitud (versión relativa):

**Tabla 6. Datos necesarios para calcular el índice de disimilitud**

Clase social	Mujeres que declararon salud regular, mala o muy mala		
	Casos	Casos esperados	[observados-esperados]
<b>ESB86</b>			
I	13	40,5	27,5
II	111	142,3	31,3
III	166	201,8	35,8
IV	352	292,7	59,3
V	106	70,1	35,9
Total	748	748	189,8
<b>ESB92</b>			
I	25	43,7	18,7
II	65	83,4	18,4
III	103	132,4	29,4
IV	259	221,3	37,7
V	78	49,2	28,8
Total	530	530	133

Los casos observados se calculan aplicando el porcentaje estandarizado de la clase al total de efectivos de la clase. Por ejemplo, para calcular la N de la clase V del año 1986:  $0,455 * 232 = 106$ .

Los casos esperados se calculan aplicando el porcentaje estandarizado del total de la población al total de efectivos de la clase. Por ejemplo, para calcular la N de la clase V del año 1986:  $0,302 * 232 = 70,1$ .

ESB86: Encuesta de Salud de Barcelona de 1986

ESB92: Encuesta de Salud de Barcelona de 1992

1986:  $(94,9 / 748) * 100 = 12,7\%$

1992:  $(66,5 / 530) * 100 = 12,5\%$

**Bibliografía**

1. Fox J. Health inequalities in European Countries. Aldershot: Gower; 1989.
2. Townsend P, Davidson N, Whitehead M. Inequalities in Health: The Black Report and The Health Divide. London: Penguin Books; 1988.
3. Marmot M, Bobak M, Davey Smith G. Explanations for social inequalities in health. En: Amick III B, Levine S, Tarlov AR, Chapman Walsh D. Society and health. Oxford: Oxford University Press, 1995;p. 172-210.
4. Carr-Hill R. The measurement of inequities in health: lessons from the British experience. Soc Sci Med 1990;31:393-404.
5. Illsley R. Comparative review of sources, methodology and knowledge. Soc Sci Med 1990;31:229-36.
6. Illsley R, Baker D. Contextual variations in the meaning of health inequality. Soc Sci Med 1991;32:359-65.
7. Giddens A. Sociología. Madrid: Alianza Universidad, 1993.
8. Illsley R, Le Grand J. The measurement of inequality in health. En: A Williams, ed. Economics and Health. London: Macmillan; 1987.
9. Wagstaff A, Paci P, Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. Soc Sci Med 1991;33:545-57.
10. Pamuk E. Measuring socioeconomic inequality in health: an update on methodological issues. Proceeding of the 1993 Public Health Conference on Records and Statistics. Washington: National Center for Health Statistics; 1993.
11. Kunst AE, Mackenbach JP. Measuring socioeconomic inequa-

12. Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socioeconomic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. Soc Sci Med 1997;44:757-71.
13. Manor O, Matthews S, Power C. Comparing measures of health inequality. Soc Sci Med 1997;45:761-71.
14. Borrell C. L'evolució de les desigualtats socials en salut a la ciutat de Barcelona, 1983-1992 (Tesis doctoral). Bellaterra: Universitat Autònoma de Barcelona, 1995.
15. Domingo A, Marcos J. Propuesta de un indicador de la «clase social» basado en la ocupación. Gac Sanit 1989;3:320-6.
16. Schwartz S. The fallacy of the ecological fallacy: the potential misuse of a concept and the consequences. Am J Public Health 1994;84:819-24.
17. Susser M. The logic in ecological: I The logic of analysis. Am J Public Health 1994;84:825-9.
18. Morgenstern H. Ecologic studies in epidemiology: concepts, principles and methods. Annu Rev Public Health 1995;16: 61-81.
19. Kunst AE, Groenhouf F, Mackenbach JP, Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. Occupational class and cause specific mortality in middle aged men in 11 European countries: comparison of population based studies. BMJ 1998;316: 1636-42.
20. Leon AD, Vagero D, Otterblad Olausson P. Social class differences in infant mortality in Sweden: comparison with England and Wales. BMJ 1992;305:687-91.



21. Mackenbach JP. Socioeconomic health differences in the Netherlands: a review of empirical findings. *Soc Sci Med* 1992;34: 213-26.
22. Yeracaris CA, KIM JH. Socioeconomic differentials in selected causes of death. *Am J Public Health* 1978;68: 342-51.
23. Hallqvist J, Lundberg M, Diderichsen F, Ahlbom A. Socioeconomic differences in risk of myocardial infarction 1971-1994 in Sweden: time trends, relative risks and population attributable risks. *Int J Epidemiol* 1998;27:410-15.
24. Illsley R, Le Grand J. Regional inequalities in mortality. *J Epidemiol Comm Health* 1993;47:444-9.
25. Vázquez-Vizcoso F, Castilla J, Pollán M, López-Abente G. Assessment of trends in geographical inequalities in infant mortality. *Soc Sci Med* 1993;37:413-7.
26. Galal OM, Qureshi AK. Dispersion index: measuring trend assessment of geographical inequality in health - The example of under-five mortality in the Middle East/North African region, 1980-1994. *Soc Sci Med* 1997;44:1893-902.
27. Senn A. *Sobre la desigualdad económica*. Barcelona: Editorial Crítica, 1979.
28. Lee WC. Characterizing exposure-disease association in human populations using the Lorenz curve and Gini index. *Stat Med* 1997;16:729-39.
29. Kennedy BP, Kawachi I, Prothrow-Stith D. Income distribution and mortality: cross sectional ecologic study of the Robin Hood index in the United States. *BMJ* 1996;312:1004-7.
30. Llorca J, Prieto MD, Alvarez CF, Delgado-Rodríguez M. Age differential mortality in Spain, 1900-1991. *J Epidemiol Community Health* 1998;52:259-61.
31. Leclerc A, Lert F, Fabien C. Differential mortality. Some comparisons between England and Wales, Finland and France, based on inequality measures. *Int J Epidemiol* 1990;4:1-10.
32. Wagstaff A, Van Doorslaer E. Measuring inequalities in health in the presence of multiple-category morbidity indicators. *Health Economics* 1994;3:281-91.
33. Carstairs V, Morris R. *Deprivation and health in Scotland*. Aberdeen: Aberdeen University Press; 1991.
34. Townsend P, Phillimore P, Beattie A. *Health and deprivation. Inequality and the North*. London: Routledge, 1988.
35. Pamuk ER. Social class inequality in mortality from 1921 to 1972 in England and Wales. *Pop Stud* 1985;39:17-31.
36. Pamuk ER. Social class inequality in infant mortality in England and Wales from 1921 to 1980. *Eur J Popul* 1988;4:1-21.
37. Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AEJ, Goehof F, Geurts JJ, Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. *Lancet* 1997;349:1655-9.
38. Cavelaars AEJM, Kunst AE, Geurts JJM, Crialesi R, Grötvedt L, Helmert U et al. Differences in self reported morbidity by educational level: A comparison of 11 Western European countries. *J Epidemiol Community Health* 1998;52:219-27.
39. Measuring socio-economic differences in mortality. En: Kunst A. *Cross-national comparisons of socio-economic differences in mortality* (Tesis doctoral). Rotterdam: Erasmus University, 1997.
40. Kunst AE, Mackenbach JP. The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialized countries. *Am J Public Health* 1994;84:932-7.
41. Kunst AE, Groenhouf F, Andersen O, Borgan JK, Costa G, Desplanques G et al. Occupational class and ischemic heart disease mortality in the United States and 11 European Countries. *Am J Public Health* 1999;89:47-53.
42. Kunst AE, Geurts JJM, Berg J. International variation in socioeconomic inequalities in self reported health. *J Epidemiol Community Health* 1995;49:117-23.
43. Pappas G, Queen S, Hadden W, Fisher G. The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. *N Engl J Med* 1993; 329: 103-9.
44. Kunst AE, Groenhouf F, Mackenbach JP and the EU Working Group on socioeconomic inequalities in health. Mortality by occupational class among men 30-64 years in 11 European Countries. *Soc Sci Med* 1998;46:1459-76.
45. Murray CJL, Gakidou EE, Frenk J. Health inequalities and social group differences: what should be measured? *Bull WHO* 1999;77:537-43.
46. Gakidou EE, Murray CJL, Frenk J. Defining and measuring health inequality: an approach based on the distribution of health expectancy. *Bulletin WHO* 2000;78:42-54.
47. Metzger X, Castillo-Salgado C, Schenider C, Mujica O. Grupo de trabajo de desigualdades sociales en salud. Programa Especial de Análisis de Situación de Salud (SHA). Información complementaria en la medición de desigualdades e inequidades sociales en salud. Washington DC: OPS-OMS; 1999.
48. Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Int J Health Serv* 1992;22:429-45.
49. Jones IG, Cameron D. Social class analysis-an embarrassment to epidemiology. *Comm Med* 1984;6:37-46.
50. Sen A. *Nuevo examen de la desigualdad*. Madrid: Alianza editorial, 1995.
51. Alvarez Dardet C, Alonso A, Domingo A, Regidor E. Grupo de trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología. La medición de la clase social en ciencias de la salud. Barcelona: SG Editores, 1995.
52. Benach J, Borrell C, García D, Chamizo H. Desigualdades sociales en mortalidad en áreas pequeñas en España. En: Català FJ, De Manuel E. *Informe SESPAS 1998: La salud pública y el futuro del estado del bienestar*. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública, 1998
53. Nieto FJ, Peruga A. Riesgo atribuible: sus formas, usos e interpretación. *Gac Sanit* 1990;4:112-7.