

MEDICIÓN DE DESIGUALDADES EN SALUD

ÍNDICE

18.0. La medición de las desigualdades en salud	3
18.0.1. Generalidades	3
18.0.2. Epidat y la medición de las desigualdades en salud	4
18.1. Índices basados en rangos	5
18.1.1. Conceptos teóricos y usos de los índices	5
18.1.2. Limitaciones	7
18.1.3. Manejo del submódulo	9
18.1.4. Ejemplos	9
18.2. Índices basados en el concepto de disparidad	14
18.2.0. Generalidades	14
18.2.1. Limitaciones	15
18.2.2. Advertencias y recomendaciones sobre el uso de los índices	15
18.2.3. Manejo del submódulo	16
18.2.4. Ejemplos	17
18.3. Índices basados en el concepto de desproporcionalidad	19
18.3.0. Generalidades	19
18.3.1. Limitaciones y uso de los indicadores	22
18.3.2. Manejo del submódulo	23
18.3.3. Ejemplos	24
18.4. Índices basados en el modelo de regresión	28
18.4.1. Índice de efecto	29
18.4.2. Índices de desigualdad	31
18.4.3. Advertencias y recomendaciones sobre el uso de los índices	32
18.4.4. Manejo del submódulo	33
18.4.5. Ejemplo	33
18.5. Índices basados en el concepto de entropía	37
18.5.0. Generalidades	37
18.5.1. Limitaciones	38
18.5.2. Propiedades	39
18.5.3. Interpretación y aplicaciones	40
18.5.4. Manejo del submódulo	41
18.5.5. Ejemplos	42
Bibliografía	46
Anexo 1: Criterios metodológicos y prácticos para elegir una medida de desigualdad	49
Anexo 2: Fórmulas del módulo de medición de desigualdades en salud	58

18.0. La medición de las desigualdades en salud

18.0.1. Generalidades

Hace ya algunos años, el tema de las desigualdades quedó definitivamente incorporado en la agenda de los salubristas y en su discurso, aunque no en la acción efectiva de los políticos responsables de tomar decisiones en el campo de la salud [1][2][3][4]. El hecho se debe, en buena medida, a las evidencias acumuladas en el sentido de que las desigualdades sociales y económicas, per se, ejercen una influencia negativa sobre la salud, con independencia de los niveles económicos o del desarrollo social promedio.

Nadie pone en duda en la actualidad que, entre sociedades con niveles de desarrollo económico similares, las que tienen un desarrollo más homogéneo exhiben mejores indicadores de salud [5]. En un lenguaje técnico, se diría que la relación entre la salud y las desigualdades a escala ecológica o agregada es un hecho confirmado.

Mucho más discutible es la relación entre las desigualdades sociales y la salud como atributo individual; ello es debido a la conocida “falacia ecológica”, que consiste en extrapolar una asociación del nivel agregado al nivel individual [6]. El origen de la falacia es la existencia de un criterio de agregación que actúa como “confusor” de la relación entre la variable socioeconómica y la variable de salud.

Otro tema arduamente debatido es el del dilema entre la medición de las desigualdades totales entre los miembros de una población, o las desigualdades entre grupos de esa población, definidos de acuerdo a indicadores socioeconómicos. El elemento esencial en cualquier debate en torno a la disyuntiva entre la medición total o la medición asociada a grupos, es de naturaleza ética.

En las diferencias entre los seres humanos intervienen factores de muy diversa índole: aleatorios, biológicos, sociales y la interacción de estos dos últimos. No obstante, desde la perspectiva de una acción consecuente para eliminarlas o reducirlas, sólo los factores sociales ofrecen un incentivo para el análisis de las desigualdades. Sin embargo, a partir de esta convicción compartida por los partidarios de una y otra opción (antes mencionadas), cada uno toma por senderos opuestos. Los que proponen la medición de las desigualdades totales argumentan que el componente ético indispensable para una definición de los términos de justicia y evitabilidad desvirtúa la neutralidad del enfoque científico del problema, y quienes defienden el estudio de las desigualdades sociales sostienen que tal definición ética es ineludible y que es la única posibilidad de conferir algún sentido y justificación prácticos a lo que de otro modo sólo sería una mera curiosidad científica [7].

A partir de esta toma de posición esencial, dos hechos emergen claramente a la vista. En primer lugar, que, en la práctica, virtualmente cualquier elección de un criterio de estratificación social o socioeconómica, inevitablemente, dejará fuera una proporción sustancial de fuentes de desigualdad. En términos más técnicos, que gran parte de las diferencias interindividuales serán diferencias “dentro de grupos” y por tanto no explicables por el criterio de agrupación elegido. En segundo lugar, y en contraposición con lo anterior, que las desigualdades totales enmascaran las desigualdades sociales [8] que son las que poseen verdadera relevancia práctica y, además, no necesariamente existe una relación entre la desigualdad total y las desigualdades entre grupos. Dos estudios recientes, uno en niños [9] y otro en adultos [10] encontraron poca correspondencia entre uno y otro tipo de desigualdad en relación con la mortalidad.

Consideremos una población ficticia de 100 personas, de las cuales 20 están enfermas y tomemos como medida de desigualdad o variabilidad a la varianza.¹ Puesto que estamos tratando con una variable Bernoulli que toma el valor 1 para un sujeto enfermo y 0 para uno sano, la varianza viene dada por la expresión $V(p)=p(1-p)=0,2 \times 0,8=0,16$, en donde p es la proporción de sujetos enfermos.

Ahora bien, supongamos que todos los enfermos fuesen sujetos desempleados y todos los sanos, sujetos con empleo fijo, o –un caso menos extremo- que 16 de los 20 enfermos (80%) fuesen desempleados y sólo 4, sujetos con empleo fijo, y que no hubiera ningún desempleado entre los sujetos sanos. Es obvio, a la vista de este ejemplo, que la estratificación y la consecuente medición de la diferencia confieren un significado completamente diferente, que la desigualdad total es incapaz de capturar.

Estos argumentos parecen suficientemente persuasivos de que, aun en el caso de que sea posible y viable la medición de las desigualdades totales, es necesario también medirlas con respecto a grupos socioeconómicos, ya que ello representa la esencia misma del propósito de medir. Los criterios para la formación de estos grupos deben obedecer a hipótesis concretas sobre los mecanismos generadores de desigualdad y deben orientarse según la perspectiva de un repertorio de acciones previsibles para reducirla o eliminarla.

18.0.2. Epidat y la medición de las desigualdades en salud

Epidat 4.0 calcula diversas medidas de desigualdad entre unidades geodemográficas (caracterizadas o no por indicadores socioeconómicos, en función del método utilizado) con respecto a indicadores de salud. Los criterios para definir los grupos y los indicadores de salud constituyen una tarea clave del usuario. Esta elección no debe hacerse mecánicamente, sino que debe responder a hipótesis o propósitos concretos. Es sumamente importante que los usuarios tomen clara conciencia de este hecho, que no es, por cierto, privativo de Epidat, sino que es aplicable a cualquier otro recurso descriptivo. Para que la descripción sea útil como recurso para la acción o como antesala de otros análisis de naturaleza explicativa, es imprescindible elegir indicadores válidos, es decir, que midan aquello para lo que realmente han sido diseñados.

Los índices incluidos en este módulo tienen un uso y una interpretación relativos. Adquieren cabal significado cuando se emplean con una intención comparativa, entre contextos diferentes, en momentos diferentes dentro del mismo contexto o entre varios indicadores de salud. Este es un atributo común a muchos indicadores que se emplean de rutina en el análisis de datos. El coeficiente de correlación, por ejemplo, es una medida que toma valores entre -1 y +1, pero dice muy poco por sí mismo, si no se le juzga con respecto a un referente debidamente elegido.

El patrón de datos para el cual ha sido especialmente –aunque no únicamente- concebido el módulo de *Medición de desigualdades en salud*, corresponde a información poblacional sobre unidades o grupos geodemográficos caracterizados mediante uno o más factores socioeconómicos y una o más variables de salud. Los primeros operan como criterios de estratificación y variables independientes; las segundas como criterios de comparación y variables dependientes. Los datos se disponen usualmente en una tabla en la que las filas corresponden a las unidades o grupos, y las columnas, a los atributos socioeconómicos y de salud.

¹ Los términos “desigualdad” y “variabilidad” no son sinónimos, pero para los efectos prácticos de este análisis podemos suponer que son intercambiables. En los casos extremos en que no haya ningún enfermo o en que todos lo estén, no habría ninguna desigualdad y la variabilidad sería también nula.

Es importante subrayar esta visión poblacional que subyace a la lógica de Epidat en su versión actual, dedicada especialmente a la descripción, en términos de desigualdad, de un conjunto de datos que se asumen como característicos de una población y que, por tanto, no admite ningún tipo de inferencia como la que es propia de los análisis estadísticos basados en muestras. En términos tal vez más accesibles: si estamos estudiando las desigualdades socioeconómicas en salud de, pongamos por caso, varios municipios de una provincia argentina, las medidas de desigualdad son cálculos aplicables a la población constituida por esos municipios. Pero aunque esa constituye la aplicación típica de Epidat, no es la única, porque las unidades o grupos podrían ser estratos socioeconómicos (por ejemplo, quintiles de ingreso o niveles de escolaridad) caracterizados a su vez por otros indicadores socioeconómicos y de salud obtenidos mediante un muestreo. En esos casos, los cálculos podrían expresarse como estimaciones con sus correspondientes errores y sus intervalos de confianza asociados.

18.1. Índices basados en rangos

18.1.1. Conceptos teóricos y usos de los índices

Wagstaff y colaboradores [11] designan como *índices basados en rangos* a un grupo de indicadores basados en el cálculo de la relación del indicador de salud entre grupos extremos de una jerarquía poblacional ordenada en función de un indicador socioeconómico o en función del mismo indicador de salud. En el caso más común, que es el que se considera en Epidat 4.0, el indicador de salud es una tasa y las relaciones son la diferencia (medida absoluta de rango) y el cociente (medida relativa de rango).²

Un tema de especial interés en este capítulo, que en realidad lo desborda, es la disyuntiva entre el uso de índices absolutos o relativos. La diferencia y el cociente pueden cambiar en el mismo sentido (ambos disminuir o ambos aumentar), pero no es infrecuente que exhiban tendencias contrarias y ello plantea dilemas de interpretación.

Por ejemplo, las tasas ajustadas de incidencia por cáncer del pulmón entre negros y blancos, en los Estados Unidos en 1973, fueron respectivamente, 23,6 y 20,4, por cada 100 mil habitantes. Casi para fines de siglo las tasas se incrementaron a 57,0 en negros y 52,3 en blancos [12][13]. En este poco más de un cuarto de siglo, ¿la desigualdad interracial aumentó o disminuyó? Todo depende de la medida de desigualdad que se elija. Si se elige la diferencia, la desigualdad se incrementó de 3,2 (23,6–20,4) a 4,7 (57,0–52,3); sin embargo, de acuerdo al cociente la desigualdad disminuyó de 1,16 (23,6/20,4) a 1,09 (57,0/52,3). En rigor las dos respuestas son correctas. El tema ha sido objeto de debate en la literatura durante largo tiempo [14][15], y recientemente ha cobrado especial interés [16][17].

Aunque la mayor parte del trabajo empírico sobre desigualdades se ha efectuado en términos relativos, no hay duda de que grandes diferencias relativas pueden coexistir con diferencias absolutas pequeñas y de escaso significado en términos de impacto sobre la salud de la población, y que en otras ocasiones dichas diferencias relativas pueden interpretarse como abiertamente injustas o discriminatorias, aunque reflejen pequeñas diferencias absolutas. Es imposible ofrecer pautas rígidas sobre este tema tan debatido, y en cualquier

² No es esta la terminología común. Habitualmente se habla de diferencia relativa, con lo cual se alude a la diferencia dividida entre la tasa de referencia. La terminología que se emplea en este capítulo es la que usa Epidat para referirse a la diferencia y al cociente.

caso, el análisis deberá ser contextual y realizado a la luz de las políticas de salud y de las perspectivas de aplicación inmediatas de los índices.

Al lector y al usuario de Epidat no ha de pasarle inadvertido, no obstante, el hecho de que, en rangos bajos, el cociente entre dos frecuencias relativas puede aumentar sin que ello tenga que ser interpretado necesariamente como un incremento de la desigualdad. Consideremos, como ejemplo, la distribución de la calidad de vida en zonas urbana y rural que se refleja en la Tabla 1.

Tabla 1.- Porcentajes poblacionales por encima y por debajo de puntos de corte hipotéticos de una variable latente que mide calidad de vida, en zona rural y en zona urbana. Cociente de los porcentajes.

Puntos de corte	Por debajo del punto de corte		Por encima del punto de corte		Cociente rural-urbana	
	Rural (%)	Urbana (%)	Rural (%)	Urbana (%)	Por debajo	Por encima
pc1	85,1	75,1	14,9	24,9	1,13	0,60
pc2	81,2	71,6	18,8	28,4	1,13	0,66
pc3	77,4	68,2	22,6	31,8	1,13	0,71
pc4	64,9	56,9	35,1	43,1	1,14	0,81
pc5	58,3	51,0	41,7	49,0	1,14	0,85
pc6	44,6	38,6	55,4	61,4	1,16	0,90
pc7	36,6	31,4	63,4	68,6	1,17	0,92
pc8	31,1	26,5	68,9	73,5	1,17	0,94
pc9	24,9	20,9	75,1	79,1	1,19	0,95
pc10	16,2	13,1	83,8	86,9	1,24	0,96
pc11	11,8	9,1	88,2	90,9	1,30	0,97

Supongamos que la columna 1 contiene puntos de corte de una variable latente que mide calidad de vida y que pc9 es un umbral por debajo del cual puede considerarse que el sujeto tiene “mala calidad de vida”. Para cualquier punto de corte, el área rural supera al área urbana en el porcentaje de sus habitantes que se encuentran por debajo del punto de corte, y el cociente rural/urbano se va incrementando de manera monótona creciente. Consideremos una intervención justa, no discriminatoria, que mejora la calidad de vida de todas las personas del país (independientemente de su ubicación geográfica) que se encuentran comprendidas entre los puntos de corte pc9 y pc11, aunque no es tan efectiva como para llevar por encima de pc9 a los que se encontraban en el extremo más bajo (por debajo de pc11). Tal intervención, que por un lado es justa y por otro mejora la calidad de vida global de la población, incrementa, sin embargo, la medida relativa de desigualdad de 1,19 a 1,29. Incidentalmente, el lector debe observar que la brecha medida en términos de diferencia no aumenta, sino que disminuye como resultado de esta intervención. Por otro lado, si consideramos el suceso complementario (tener buena calidad de vida) la intervención provoca también una disminución de la desigualdad de 0,95 a 0,97, puesto que debe notarse que con referencia a un suceso positivo la desigualdad disminuye cuando el índice crece acercándose a la unidad. Esto significa que, en última instancia, y aun considerando el cociente, la desigualdad podría aumentar o disminuir según se le mire desde la óptica del

suceso negativo (padecer el suceso) o desde la del suceso positivo (no padecerlo). A este hecho singular podría denominársele la “paradoja del suceso raro” [16][18].

Además del cociente y la diferencia de tasas extremas (índices relativo y absoluto, respectivamente) cuyo significado es obvio, ya sea que se obtengan directamente de los datos, o de su agrupación por terciles o cuartiles, Epidat contiene también versiones relativas y absolutas del conocido riesgo atribuible poblacional (RAP). La más inmediata, que algunos denominan “efecto absoluto poblacional” se define como la diferencia entre el promedio poblacional del indicador de salud (tasa poblacional) y el valor del indicador de salud en el grupo con la mejor condición socioeconómica. El riesgo atribuible poblacional [19] mide el exceso de muertes en cada mil sujetos que experimenta la población general con respecto al mejor de los grupos o, alternativamente, la reducción que debería experimentar la población para igualarse con el grupo en mejores condiciones socioeconómicas. La versión relativa y porcentual del RAP consiste en dividir la diferencia anterior entre la tasa global y multiplicar por 100 para que el índice quede expresado como un porcentaje.

No hay criterios absolutos que hagan preferible a un índice sobre otro. Lo importante para fines prácticos es que la opción que se elija sea siempre la misma para comparar el mismo escenario en varios momentos o varios escenarios con la misma jerarquía socioeconómica y con una composición semejante de los grupos.

18.1.2. Limitaciones

Las medidas basadas en rangos tienen dos reconocidas limitaciones: en primer lugar, pasan por alto lo que ocurre en el centro de la distribución, es decir, en los grupos intermedios entre los cuales la desigualdad puede ser de cualquier magnitud o estar cambiando, en uno u otro sentido; en segundo lugar, no toman en cuenta el tamaño de los grupos que son objeto de comparación. Esta segunda dificultad es particularmente grave cuando se comparan diversos escenarios que no tienen la misma composición y, en especial, cuando se realizan comparaciones en el tiempo. Es intuitivamente claro que aun cuando se mantengan constantes las tasas del grupo mejor y del peor, y por consiguiente permanezcan invariantes tanto la diferencia como el cociente de las tasas, la situación empeora considerablemente si aumenta el número o, en especial, la proporción de personas en el grupo peor.

Hay, sin embargo, una tercera limitación menos evidente pero igualmente importante que suele presentarse cuando hay falta de linealidad entre el indicador de salud y el indicador socioeconómico utilizado para construir la jerarquía. En tal caso, al peor grupo socioeconómico no corresponderá necesariamente la peor tasa, con lo cual la desigualdad quedaría subestimada, tanto por la medida absoluta como por la medida relativa de rango. El hecho queda elocuentemente ilustrado con los datos de la Tabla 1.

En las estadísticas ficticias de la Tabla 2 los departamentos fueron ordenados de peor a mejor (en orden creciente) del índice de desarrollo humano. El índice relativo de efecto para esta población sería $RR=36,3/12,5=2,9$; el índice absoluto sería $RA=36,3-12,5=23,8$. Es muy claro que la mayor brecha no ocurre entre los departamentos A y L, sino entre los departamentos B y G, que no corresponden a los extremos de la jerarquía socioeconómica.

Tabla 2.- Índice de desarrollo humano (IDH) y tasa de mortalidad infantil (TMI).

Dpto	IDH	TMI
A	0,35	36,3
B	0,38	52,9
C	0,44	36,1
D	0,49	40,5
E	0,59	19,1
F	0,61	36,3
G	0,64	8,3
H	0,68	12,1
I	0,68	24,0
J	0,70	11,0
K	0,70	22,7
L	0,75	12,5

Epidat tiende a reducir esta posible contracción del índice por linealidad imperfecta mediante la opción de calcularlo después de agrupar las unidades por quintiles, cuartiles o terciles³, según la opción que elija el usuario. No obstante, la resultante neta es una subestimación de la magnitud de la brecha, puesto que tanto la brecha absoluta como la brecha relativa son inferiores entre los percentiles extremos (sean éstos quintiles, cuartiles o terciles) que entre las unidades extremas, en especial cuando la dispersión es alta dentro de dichos percentiles. Por ejemplo, a partir de los datos de la tabla anterior se podrían calcular las tasas de mortalidad infantil por mil nacidos vivos que corresponden a los cuatro grupos definidos por los cuartiles. Dichas tasas son, respectivamente 37,0; 27,3; 19,2 y 13,3. Según estos nuevos valores la diferencia de tasas (DT) sería $37,0 - 13,3 = 23,7$ y el cociente de tasas (CT) $37,0 / 13,3 = 2,8$, que no difieren mucho de los valores obtenidos anteriormente. El lector puede comprobar fácilmente, que la “verdadera” brecha en salud vendría dada por $52,9 - 8,3 = 44,6$ (la brecha absoluta) y $52,9 / 8,3 = 6,4$ (la brecha relativa).

Las clases extremas como componentes del cálculo de los índices basados en rango, son solo una elección particular dentro de las muchas posibles [12]. Las dos unidades extremas, o los dos quintiles extremos, pueden colapsarse y el cálculo de los índices se efectuaría con los estratos así formados. En general, k unidades extremas pueden unirse para calcular los índices.

Todas las observaciones críticas ya formuladas son en esencia válidas también para el RAP, que no toma en cuenta la totalidad de la jerarquía socioeconómica, ni el tamaño de los grupos, y que también depende de la validez de la relación lineal entre el indicador de salud y el indicador socioeconómico.

³ Los quintiles son valores que dividen el recorrido de una variable en cinco partes de tamaños iguales en relación con el número total de casos. Los cuartiles los dividen en cuatro partes, y los terciles en tres partes iguales. No se trata de valores equidistantes entre sí, sino que concentran las mismas proporciones de casos.

18.1.3. Manejo del submódulo

Este submódulo de Epidat 4.0 permite calcular los siguientes índices basados en rangos:

- ⇓ El cociente de tasas extremas
- ⇓ La diferencia de tasas extremas
- ⇓ El riesgo atribuible poblacional
- ⇓ El riesgo atribuible poblacional relativo

Los datos se pueden introducir manualmente o importarlos, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (*.xls, *.xlsx) o de OpenOffice (*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir el número de unidades geodemográficas y el número de variables de salud y completar, a continuación, la tabla de datos definida por el programa.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4.0 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla debe contener tantas filas como unidades geodemográficas y las siguientes variables:

- ⇓ Identificador de la unidad geodemográfica.
- ⇓ Tamaño poblacional.⁴
- ⇓ Variable socioeconómica.
- ⇓ Una o varias variables de salud, hasta un máximo de 750.

La variable o variables de salud deben ser tasas, y el tamaño poblacional debe referirse al denominador de dichas tasas.

Una vez cargados los datos es preciso indicarle al programa el sentido de la variable socioeconómica y de la variable de salud (positivo o negativo), e indicarle también por cuál de estas dos variables se ordenarán los datos (la ordenación se realiza de peor a mejor situación de la variable correspondiente, en función de su sentido). Si se ordenan en función de la variable socioeconómica, los cálculos pueden realizarse con los datos originales, o con los datos agrupados por quintiles, cuartiles o terciles, en el caso de que se ordenen.

18.1.4. Ejemplos

Los datos de la Tabla 3 corresponden a un país hipotético para cuyas 10 provincias se han registrado las tasas de mortalidad infantil por cada 1.000 nacidos vivos y las necesidades básicas insatisfechas. Los datos se encuentran en la hoja *Tabla3* del archivo RANGOS.xls incluido en Epidat 4.0. En tablas sucesivas se muestran varios casos que son variaciones en la distribución con respecto a esta Tabla 3.

A la vista de los datos se puede verificar que a la distribución ficticia de la Tabla 3 le corresponde una TMI global de 56,2 muertes por 1.000 nacidos vivos.

⁴ El tamaño poblacional no es necesariamente la cantidad de habitantes en dicha unidad, sino que es el denominador de la tasa y depende de la variable de salud con respecto a la cual se desean calcular las desigualdades; puede ser, por ejemplo, la cantidad de nacidos vivos (si se tratase de la mortalidad infantil), la cantidad de embarazos o partos (si se tratase de la mortalidad materna), la cantidad de niños menores de cinco años (si se tratase de la desnutrición crónica en ese estrato de edad), etc.

Tabla 3.- Número de nacidos vivos (NV), tasas de mortalidad infantil (TMI) y necesidades básicas insatisfechas (NBI) por provincia (caso 1).

PROVINCIA	NV	TMI	NBI
A	2.300	26,0	14,1
B	2.500	39,0	14,8
C	1.000	50,0	15,4
D	12.000	57,0	15,5
E	550	58,0	15,6
F	10.000	59,0	15,8
G	2.400	69,0	17,0
H	1.200	73,0	17,4
I	250	78,0	17,6
J	450	109,0	27,9

Para obtener los índices basados en rangos con estos datos debe tenerse en cuenta que el sentido de las dos variables, socioeconómica y de salud, es negativo.

Resultados con Epidat 4.0:

Entrada automática:

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4.0\Ejemplos\Medición de desigualdades en salud\RANGOS.xls
 Tabla: Tabla3
 Variables:
 Identificadores unidades geodemográficas: PROVINCIA
 Poblaciones: NV
 Variable socioeconómica: NBI
 Variables de salud: TMI

Datos:

Número de unidades geodemográficas: 10
 Número de variables de salud: 1
 Sentido de la variable socioeconómica: Negativa
 Sentido de la variable de salud: Negativa
 Ordenar por: Variable socioeconómica

Resultados:

Índice	TMI
Cociente de tasas extremas	4,1923
Diferencia de tasas extremas	83
Riesgo atribuible poblacional	30,2006
Riesgo atribuible poblacional relativo (%)	53,7372

Si optáramos por ordenar de acuerdo a la variable de salud, el resultado sería idéntico debido a que ambas generan el mismo ordenamiento de las unidades.

La TMI es más de cuatro veces más alta en la peor unidad, lo que significa que por cada mil nacidos vivos, mueren 4,19 veces más niños en la provincia con mayor porcentaje de necesidades básicas insatisfechas (provincia J) que en la provincia con menos privación (provincia A). En un sentido absoluto, en la provincia con mayores necesidades básicas mueren 83 niños más, por cada 1.000 que nacen vivos, que en la provincia con menores necesidades.

En cuanto al riesgo atribuible, si el país lograra alcanzar las condiciones que prevalecen en la mejor provincia, se evitarían en promedio 30,2 muertes en cada 1.000 niños que nacen vivos, lo cual representa el 53,7% de las muertes que se producen a escala nacional, por cada 1.000 niños que nacen vivos.

Si se hubiese elegido otro indicador socioeconómico para definir la jerarquía poblacional los resultados habrían sido diferentes, a menos que dicho indicador diese lugar al mismo ordenamiento de las provincias, lo que ocurre, por ejemplo, si hay una relación funcional monótona creciente entre ambas variables socioeconómicas. El empleo de diversos indicadores socioeconómicos permitiría comparar la magnitud de las brechas que determina cada uno de ellos y suministraría pautas útiles para la acción, particularmente a partir del examen de los riesgos atribuibles. Las acciones de mayor impacto se orientarían a modificar el factor socioeconómico al cual se asocia el mayor riesgo atribuible. Una pregunta interesante, que emerge de inmediato, es la siguiente: ¿cuál de las medidas de riesgo debería utilizarse como guía para las acciones: el riesgo atribuible poblacional o el riesgo atribuible poblacional relativo? El lector puede notar fácilmente que como toda la información necesaria para el ordenamiento está contenida en el numerador (ya que el denominador es una tasa de salud total que no depende del indicador socioeconómico que se elija) y que por tanto el ordenamiento que se genere sería idéntico con cualquiera de los dos índices (el absoluto o el relativo). Esta conclusión es válida para análisis transversales, pero puede variar si se trata de comparaciones en el tiempo.

A partir de los datos de la Tabla 3 y de los resultados de Epidat, pueden hacerse algunas consideraciones adicionales que el usuario debe tener en cuenta para su interpretación y para las inferencias que se derivan de ella:

1. La medida de la desigualdad podría cambiar si en lugar de realizar el cálculo directamente sobre los datos originales se realizara una agrupación por quintiles, cuartiles o terciles. No es difícil deducir que todos los indicadores se contraerían. Se dejan al usuario los ejercicios de razonar por qué y de efectuar el cálculo práctico.
2. Este hecho no tiene mayor importancia siempre que se proceda del mismo modo para realizar las comparaciones, partiendo de que, a la medición de la desigualdad subyace siempre una intención comparativa, entre momentos en el tiempo o entre escenarios – similares- diferentes. A fin de cuentas, como ya se ha señalado, hay muchas opciones para elegir los términos del cociente o la diferencia.
3. Supongamos que la distribución de los datos de la Tabla 3 cambia sólo en términos de la composición poblacional, pero no de la distribución del indicador socioeconómico en las unidades geodemográficas, ni de los valores del indicador de salud en dichas unidades. Por ejemplo, supongamos que los datos son los que contiene la Tabla 4, incluida en la hoja *Tabla4* del archivo RANGOS.xls. Las dos columnas extremas de la Tabla 4 son idénticas a las de la Tabla 3, porque no han cambiado las condiciones de salud ni el indicador socioeconómico en las provincias. Lo que ha cambiado es la composición poblacional: se ha decuplicado la cantidad de personas expuestas a las condiciones de las dos peores provincias y se ha dividido entre 10 la cantidad de personas que viven bajo las condiciones socioeconómicas y de salud del quintil superior. Se advierte que las condiciones globales de salud han empeorado (en efecto, la TMI global se incrementó de 56,20 a 66,72), aunque se mantienen constantes las tasas de todas las provincias. El efecto sobre los índices es claro: se mantendrán invariantes los índices de rango relativo y absoluto, y cambiarán ambos riesgos atribuibles, ya que estos últimos dependen del valor promedio del indicador de salud en la población.

Tabla 4.- Número de nacidos vivos (NV), tasas de mortalidad infantil (TMI) y necesidades básicas insatisfechas (NBI) por provincia (caso 2).

PROVINCIA	NV	TMI	NBI
A	230	26,0	14,1
B	250	39,0	14,8
C	1.000	50,0	15,4
D	12.000	57,0	15,5
E	550	58,0	15,6
F	10.000	59,0	15,8
G	2.400	69,0	17,0
H	1.200	73,0	17,4
I	2.500	78,0	17,6
J	4.500	109,0	27,9

Los riesgos atribuibles son sensibles a cambios en los valores promedio del indicador de salud en la población, pero los resultados ponen de manifiesto, una vez más, los problemas derivados de comparar los niveles de desigualdad cuando ha cambiado el nivel promedio de salud en la población [18].

Resultados con Epidat 4.0:

Resultados:

Índice	TMI
Cociente de tasas extremas	4,1923
Diferencia de tasas extremas	83
Riesgo atribuible poblacional	40,7147
Riesgo atribuible poblacional relativo (%)	61,0281

- Examinemos ahora un cambio en la distribución inicial que afecta a las TMI de los grupos intermedios, mientras los extremos de la distribución se mantienen invariantes (Tabla 5). Los datos se encuentran en la hoja *Tabla5* del archivo RANGOS.xls incluido en Epidat 4.0.

Tabla 5.- Número de nacidos vivos (NV), tasas de mortalidad infantil (TMI) y necesidades básicas insatisfechas (NBI) por provincia (caso 3).

PROVINCIA	NV	TMI	NBI
A	2.300	26,0	14,1
B	2.500	39,0	14,8
C	1.000	40,0	15,4
D	12.000	41,0	15,5
E	550	58,0	15,6
F	10.000	59,0	15,8
G	2.400	76,0	17,0
H	1.200	77,0	17,4
I	250	78,0	17,6
J	450	109,0	27,9

Con respecto a los datos de la Tabla 3, no han cambiado las TMI de las provincias A y B, ni las de las provincias I y J; sin embargo, salta a la vista que entre las provincias de la C a la H, hay mayor desigualdad: si se eliminaran las cuatro provincias extremas (dos de cada extremo de la jerarquía socioeconómica) la distribución de la Tabla 5 sería más desigual que la original. Veamos lo que ocurre con los índices basados en rangos:

Resultados con Epidat 4.0:

Resultados:	
Índice	TMI
Cociente de tasas extremas	4,1923
Diferencia de tasas extremas	83
Riesgo atribuible poblacional	24,6753
Riesgo atribuible poblacional relativo (%)	48,693

Los índices de rango (absoluto y relativo) no han cambiado, porque, como ya se hizo notar, estos índices no son sensibles a lo que ocurre fuera de los extremos de la distribución. Tanto el riesgo atribuible poblacional como el relativo han disminuido a consecuencia de que se ha reducido la tasa global de la población y, por consiguiente, también se ha reducido su diferencia con respecto al grupo más aventajado de acuerdo al indicador socioeconómico elegido. Estos resultados muestran claramente las limitaciones de los índices, y la necesidad de ser cuidadosos en su interpretación. Si se observa el comportamiento de las tasas, se concluye que con respecto a la situación inicial hay mayor desigualdad, porque aunque las provincias extremas no han cambiado, entre las intermedias hay claramente mayores diferencias. Sin embargo, el riesgo atribuible poblacional disminuye y los índices de rango absoluto y relativo se mantienen invariantes.

5. Por último, examinemos el caso en que todas las tasas se modifican multiplicando por un factor k constante, por ejemplo consideremos $k=1/2$. Todo es idéntico a la Tabla 3 de las condiciones iniciales, salvo por el hecho de que todas las tasas se han reducido a la mitad (Tabla 6).

Tabla 6.- Número de nacidos vivos (NV), tasas de mortalidad infantil (TMI) y necesidades básicas insatisfechas (NBI) por provincia (caso 4).

PROVINCIA	NV	TMI	NBI
A	2.300	13,0	14,1
B	2.500	19,5	14,8
C	1.000	25,0	15,4
D	12.000	28,5	15,5
E	550	29,0	15,6
F	10.000	29,5	15,8
G	2.400	34,5	17,0
H	1.200	36,5	17,4
I	250	39,0	17,6
J	450	54,5	27,9

En los resultados se observa que se han reducido a la mitad la tasa poblacional y las tasas del mejor y del peor quintil; la diferencia de tasas y el riesgo atribuible se han reducido a la mitad. Sin embargo, se mantienen idénticos el índice de efecto relativo (cociente de tasas extremas) y el riesgo atribuible poblacional relativo: así se refleja en los índices un cambio que ha disminuido en 50% la carga de enfermedad de la población de un modo completamente homogéneo en todas las unidades geográficas. La desigualdad absoluta se ha reducido, pero la desigualdad relativa se mantiene constante.

Resultados con Epidat 4.0:

Resultados:	
Índice	TMI
Cociente de tasas extremas	4,1923
Diferencia de tasas extremas	41,5
Riesgo atribuible poblacional	15,1003
Riesgo atribuible poblacional relativo (%)	53,7372

18.2. Índices basados en el concepto de disparidad

18.2.0. Generalidades

Si bien los indicadores basados en rangos son los más intuitivos y los más fáciles de calcular e interpretar, los que se basan en el concepto de disparidad son los de mayor arraigo estadístico; porque reproducen, tanto formal como conceptualmente, la noción de variabilidad, esencial en el ámbito de la estadística.

Disparidad quiere decir justamente desemejanza, desigualdad o diferencia entre grupos, y en este sentido, los índices que se exponen en el presente capítulo tienen un gran respaldo intuitivo. No por casualidad se emplea habitualmente el término anglosajón “*disparity*” cuando se hace referencia a las desigualdades socioeconómicas o a las desigualdades sociales en salud. Sin embargo, estos índices están lejos de ser los que más aparecen en la literatura o los que más se emplean en la práctica.

Si sólo se tuvieran dos grupos geodemográficos, los índices basados en rangos y los índices basados en el concepto de disparidad exhibirían una altísima correlación y podrían usarse indistintamente. En presencia de más de dos grupos, los índices de rangos –como ya hemos discutido– ignoran la variabilidad debida a los grupos no extremos en el ordenamiento de las clases según condición socioeconómica, mientras que los de disparidad sí la toman en cuenta.

Los dos índices de este tipo incluidos en Epidat 4.0 son el índice de Keppel, o más propiamente de Percy-Keppel, y la varianza entre grupos (VEG). Se incluyen también un par de variantes de ambos índices que podrían utilizarse indistintamente en la práctica. Los usuarios con un conocimiento elemental de estadística descriptiva, encontrarán una gran similitud de estos índices con la desviación media y con la varianza, respectivamente.

18.2.1. Limitaciones

Los índices de disparidad tienen el inconveniente de que no incorporan explícitamente la condición socioeconómica en su definición. En efecto, para el cálculo del índice de Pearcy-Keppel [20][21], de la varianza entre grupos o de sus respectivas variantes no se necesita el indicador socioeconómico que caracteriza a los estratos y, por consiguiente, también se puede prescindir del ordenamiento que genera dicho indicador. Esto quiere decir que si se realizara una permutación arbitraria del ordenamiento de las clases, no cambiaría el valor de ninguno de los dos índices de disparidad. No importan, por tanto, ni el valor real, ni el relativo del indicador socioeconómico [22][23][24].

No obstante, podría encontrarse un vínculo indirecto con el indicador socioeconómico si, en lugar de utilizarse éste sólo para caracterizar las clases o estratos, se utilizara para construir o definir dichos estratos, como en el caso de que éstos fuesen deciles de ingreso o niveles de educación o escolaridad.

El cálculo de la disparidad presupone la existencia de un referente de comparación (denominado valor de referencia en Epidat 4.0), que es fijo en el caso de la varianza entre grupos, y variable para el índice de Pearcy-Keppel. En este último caso, como se verá oportunamente, la elección del referente no es arbitraria, sino que depende de la magnitud de las metas que se pretenda alcanzar [20][21]. En la situación de máxima exigencia, el valor de referencia es el grupo con el valor mejor del indicador de salud (por ejemplo, la tasa más baja si se trata de un indicador de mortalidad o morbilidad), ya que ésta debe ser la meta a alcanzar en todos los grupos. Hay, sin embargo, otros candidatos potenciales: la tasa de la población, el promedio de las tasas de los estratos o clases, o incluso, un referente externo.

Otro aspecto clave es el tamaño de los grupos. El índice de Pearcy-Keppel sólo toma en cuenta el valor del indicador de salud en el grupo, y no el tamaño de éste: esto implica que a la contribución de un estrato geodemográfico pequeño en términos poblacionales, se le asigna la misma importancia que a la de un estrato grande. La VEG sí tiene en cuenta el tamaño del estrato. Su peor inconveniente es que no es invariante a cambios de escala, es decir, que es sensible a cambios en el valor absoluto del indicador de salud. Esto implica, por ejemplo, que si este se reduce a la mitad en todos los grupos, manteniendo por tanto la desigualdad relativa, la varianza entre grupos no se mantiene constante sino que se reduce hasta 0,25 de su valor inicial, y si el indicador de salud se duplica en todos los grupos, conservando la desigualdad relativa, la varianza se incrementa hasta 4 veces su valor inicial.

En ciertas circunstancias, sin embargo, esta propiedad podría ser una ventaja en lugar de un inconveniente. Ello ocurre cuando el énfasis se pone en las desigualdades absolutas, en lugar de en las relativas [25]. En efecto, la brecha relativa entre grupos se mantiene invariante si el indicador de salud se multiplica por una constante k en todos los grupos; sin embargo, la brecha absoluta disminuye si $k < 1$, y aumenta si $k > 1$. Desde la perspectiva de sus implicaciones en términos de salud pública podría ser deseable disponer de un indicador que reflejase este hecho, y en tal caso la VEG sería una opción favorable.

Debido a las conocidas propiedades de la varianza, si el indicador de salud se incrementa – aditivamente – en k unidades en todos los grupos, la varianza entre grupos se mantiene invariante, como corresponde a lo que, intuitivamente, sucede con las desigualdades en términos absolutos.

18.2.2. Advertencias y recomendaciones sobre el uso de los índices

El primer aspecto crítico en el uso e interpretación de estos índices, común a virtualmente todos los otros índices para la medición de las desigualdades, es la imposibilidad de

establecer puntos de corte o umbrales que permitan juzgarlos *per se* y formular una calificación en términos de, por ejemplo, “alto”, “mediano” o “bajo”.

Por otra parte, tanto la varianza entre grupos como el índice de Pearcy-Keppel, como cualquiera de sus variantes, dependen del número de estratos, por lo que no pueden utilizarse para comparar dos escenarios en los cuales el número de estratos sea diferente.

Ahora bien, el aspecto más crítico tiene que ver con la muy dudosa validez de la comparación de las mediciones de desigualdad, en circunstancias en las que el nivel promedio del indicador de salud en la población es diferente. En efecto, los índices contenidos en este capítulo miden disparidad o dispersión en relación con un referente dado que, una vez elegido, es ya un valor fijo. Si este valor cambia, tiene poco sentido la comparación de las medidas de desigualdad. Más adelante veremos algunos ejemplos ilustrativos. Una excepción podría ser la variante de la VEG, particularmente si se le expresa en términos porcentuales, ya que se obtiene como la raíz cuadrada de la VEG dividida entre el valor promedio de la variable de salud en la población y, por tanto, es un indicador similar al coeficiente de variación. Los indicadores de salud comúnmente empleados (tasas y otras variantes de las frecuencias relativas) se caracterizan por el hecho de que la dispersión depende de la media; en estos casos, la variante de la VEG sería la opción más aconsejable entre la familia de los índices basados en la noción de disparidad.

Por todo lo anterior, las aplicaciones se contraen a comparaciones en el tiempo dentro del mismo escenario, si los valores promedio del indicador de salud se han mantenido más o menos invariables, o con respecto a otros indicadores de salud que exhiben niveles poblacionales similares.

18.2.3. Manejo del submódulo

Este submódulo de Epidat 4.0 permite calcular los siguientes índices basados en el concepto de disparidad:

- ⇓ Índice de Pearcy-Keppel
- ⇓ Variante del índice de Pearcy-Keppel
- ⇓ Varianza entre grupos
- ⇓ Variante de la varianza entre grupos

Los datos se pueden introducir manualmente o importarlos, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (*.xls, *.xlsx) o de OpenOffice (*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir el número de unidades geodemográficas y el número de variables de salud y completar, a continuación, la tabla de datos definida por el programa.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4.0 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso, la tabla debe contener tantas filas como unidades geodemográficas y las siguientes variables:

- ⇓ Identificador de la unidad geodemográfica.
- ⇓ Tamaño poblacional.
- ⇓ Una o varias variables de salud, hasta un máximo de 750.

La variable o variables de salud deben ser tasas, y el tamaño poblacional debe referirse al denominador de dichas tasas.

Una vez cargados los datos es preciso indicarle al programa cuál es el valor de la variable de salud que se toma como referencia para calcular los índices seleccionados, que puede ser el mínimo, el máximo, o un valor definido por el usuario.

18.2.4. Ejemplos

Los datos de la Tabla 7 corresponden a un país ficticio formado por 10 provincias que se describen mediante el total de nacidos vivos y las tasas de mortalidad infantil por 1.000 nacidos vivos. Los datos se encuentran en el archivo DISPARIDAD.xls incluido en Epidat 4.0.

Tabla 7.- Número de nacidos vivos (NV) y tasas de mortalidad infantil (TMI) por 1.000, bajo diferentes supuestos, en las 10 provincias de un país ficticio.

PROVINCIA	NV	TMI	TMI_1	TMI_2	TMI_3
A	2.300	26,0	16,0	23,4	24,7
B	2.500	39,0	29,0	35,1	37,1
C	1.000	50,0	40,0	45,0	42,5
D	12.000	26,0	16,0	23,4	24,7
E	550	27,0	17,0	24,3	25,7
F	10.000	28,0	18,0	25,2	26,6
G	2.400	61,0	51,0	54,9	51,9
H	1.200	63,0	53,0	56,7	53,6
I	250	68,0	58,0	61,2	57,8
J	450	69,0	59,0	62,1	58,7

Las variables TMI_1, TMI_2 y TMI_3 son modificaciones de la variable de salud TMI teniendo en cuenta diversos supuestos en el país del estudio:

Escenario 1: Las autoridades del país se proponen una reducción de la tasa global de 10 puntos por mil, que sea aplicable de modo idéntico a todas las provincias ($TMI_1 = TMI - 10$). Esta intervención no discriminatoria y no focalizada, deja intactas las diferencias absolutas entre las provincias.

Escenario 2: Las autoridades del país se proponen una disminución del 10% de los valores originales, aplicable también por igual a todas las provincias ($TMI_2 = 0,9 * TMI$).

Escenario 3: Se programa una reducción discriminatoria, pero focalizada: las cinco provincias con peores indicadores de salud reducen en 15% sus tasas (en estas provincias, $TMI_3 = 0,85 * TMI$), mientras que las otras cinco sólo reducen en 5% (en estas provincias, $TMI_3 = 0,95 * TMI$).

Analicemos ahora las variaciones en los índices en los distintos escenarios. Ya que las variables de salud son tasas de mortalidad infantil, se considera que éstas tienen un sentido negativo. Por este motivo el valor de referencia considerado es el mínimo, ya que se corresponde con la provincia con mejor tasa de mortalidad infantil en comparación con el resto de provincias.

Resultados con Epidat 4.0:

Entrada automática:

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4.0\Ejemplos\Medición de desigualdades en salud\DISPARIDAD.xls

Tabla: Datos

Variables:

Identificadores unidades geodemográficas: PROVINCIA

Poblaciones: NV

Variables de salud: TMI, TMI_1, TMI_2, TMI_3

Datos:

Número de unidades geodemográficas: 10

Número de variables de salud: 4

Valor de referencia: Mínimo (26; 16; 23,4; 24,7)

Resultados:

Índice	TMI	TMI_1	TMI_2	TMI_3
Índice de Pearcy-Keppel	0,7577	1,2313	0,7577	0,6318
Variante del índice de Pearcy-Keppel	7,2067	7,2067	6,4861	5,8662
Varianza entre grupos	159,239	159,239	128,9836	97,141
Variante de la varianza entre grupos	4,7954	6,8618	4,3158	3,1781

Bajo el supuesto del escenario 1, la mejor tasa y la tasa global han disminuido en 10 puntos por mil. La varianza entre grupos permanece constante, pero el índice de Pearcy-Keppel se ha incrementado. Este hecho contrario a la intuición se debe únicamente a que el índice se define con relación a los niveles medios de la población, que ahora se han reducido en 10 unidades por cada mil. No hay que sorprenderse de este resultado, que se manifiesta también en otros índices de desigualdad ya discutidos. Por ejemplo, el cociente de tasas extremas: en el primer caso toma el valor 2,65 ($=69/26$) y el segundo caso (escenario 1) toma el valor 3,69 ($=59/16$). Todo radica en el hecho de que, aunque se han conservado las brechas absolutas, las brechas relativas se han incrementado. Sobre este punto volveremos en algún otro pasaje de este texto.

Bajo el supuesto del escenario 2, la mejor tasa y la tasa global han disminuido en 10%, al igual, por supuesto, que las tasas de todas las provincias. El índice de Pearcy-Keppel no ha variado por la simple razón de que es una medida relativa de desigualdad. Sin embargo, la varianza entre grupos ha disminuido porque cada tasa se ha multiplicado por un factor constante $k = 0,9 < 1$. De hecho, el lector puede comprobar que la varianza entre grupos se ha multiplicado por 0,81, el cuadrado de la constante anterior.⁵

Bajo el supuesto del escenario 3, la tasa global ha disminuido en casi 8%, mientras que la mejor tasa ha disminuido en 5% como se proyectó. Tanto el índice de Pearcy-Keppel como la varianza entre grupos han disminuido considerablemente. Este es un resultado lógico, porque la distribución de las tasas, no sólo se ha desplazado hacia la izquierda, sino que ha tenido además una gran contracción en su extremo superior que se traduce en una disminución de la variabilidad. Ese hecho es capturado correctamente por ambos índices de disparidad. Si se comparan las tasas extremas mediante uno de los indicadores basados en el

⁵ Esto se debe a que la varianza de una constante por una variable es igual a la varianza de la variable por la constante al cuadrado. Formalmente: $\text{Var}(kX) = k^2 \text{Var}(X)$.

rango, se tiene que la diferencia de tasas es $58,7-24,7=34,0$, y el cociente $58,7/24,7=2,38$, mientras que los valores en la distribución inicial eran: diferencia de tasas = $69,0-26,0=43,0$ y cociente de tasas = $69,0/26,0=2,65$. Puesto que han disminuido tanto la disparidad absoluta como la disparidad relativa, los dos índices toman valores menores.

Vale la pena, sin embargo, comparar los resultados de los escenarios 1 y 3 entre sí, y con respecto a la distribución inicial. En la Tabla 7 se observa que la distribución de la mortalidad infantil que muestra el escenario 1 es más desigual que la que muestra el escenario 3, y el hecho queda debidamente reflejado en los dos índices basados en disparidad (y también en los que se basan en rango). Ahora bien, si esta comparación no tiene en cuenta el cambio con respecto a la situación inicial, la evaluación es completamente superficial. Por una parte, es obvio que con respecto al tiempo inicial, se ha producido en los dos casos una disminución prácticamente idéntica de las tasas en las provincias con mayor desventaja pero que, en todo caso, es ligeramente mejor en el escenario 1. Obviamente, el escenario 1 implica también un cambio muy favorable con respecto a las provincias que tenían tasas más bajas.

Al evaluar integralmente el cambio a partir de la situación inicial, nadie elegiría el escenario 3, aunque haya menor disparidad, porque aunque la disminución de las tasas es ligeramente mayor en el escenario 3 con respecto al 1, la tasa global de mortalidad es mayor. No se debe pasar por alto el cambio en el valor de las tasas globales: de 33,2 en la distribución original a 23,2 en el escenario 1 y a 30,6 en el escenario 3.

Por supuesto, este análisis no se ha detenido en consideraciones de factibilidad o del coste asociado con las estrategias para alcanzar uno u otro resultado. Sólo pretende poner de manifiesto que el uso de los índices de disparidad en particular, y de desigualdades, en general, no debe hacerse mecánicamente, sino ponderando cuidadosamente todas las condiciones de contorno.

Es importante llamar la atención sobre tres aspectos. En primer lugar, el peligro implícito en la comparación de dos distribuciones del indicador de salud, con respecto a sus niveles de desigualdad (léase disparidad o variabilidad), si dichas distribuciones no tienen los mismos valores promedio del indicador de salud [18]. En segundo lugar, el reduccionismo implícito en las comparaciones sincrónicas o transversales que pasan por alto las tendencias y las evaluaciones de los cambios en el tiempo [26]. Por último, la importancia de hacer explícitos los criterios de comparación, en especial si el énfasis recae en las diferencias absolutas o en las relativas [14][15].

En relación con los índices de disparidad, hay que recordar que adquieren algún sentido sólo cuando se les usa con fines comparativos. Que a esos efectos, son sensibles al número de grupos, y en el caso de la VEG, también a las unidades de medición del indicador o a cualquier otro cambio de escala.

18.3. Índices basados en el concepto de desproporcionalidad

18.3.0. Generalidades

La desproporcionalidad a que alude el título de esta categoría de índices se refiere a dos distribuciones acumuladas: una de sujetos en una población, la otra, de un indicador de interés. Los sujetos de la primera distribución han sido previamente ordenados. El índice particular de desproporcionalidad depende del criterio de ordenamiento y del indicador de interés.

El índice de Gini es, casi con seguridad, el más usado de los indicadores de desigualdad. Su registro en la literatura data de casi un siglo, y se remonta a los trabajos del autor que le dio nombre (Corrado Gini) y que fueron publicados en el segundo decenio del siglo pasado [27][28]. Un recuento muy detallado sobre la evolución de la teoría sobre el índice y sus aplicaciones puede encontrarse en el libro de Silber [29].

El coeficiente o, más propiamente, índice de Gini, se basa en la curva de Lorenz, que representa la relación entre la población ordenada y acumulada, y un indicador socioeconómico acumulado (casi siempre ingreso o gastos). El índice resulta de comparar la curva de Lorenz con la bisectriz del ángulo recto del primer cuadrante, que corresponde a la plena igualdad de ambas distribuciones acumuladas, y es justamente dos veces el área comprendida entre las dos curvas.

La Figura 1, tomada de Schneider y colaboradores [19], ilustra gráficamente la definición anterior y la racionalidad de su cálculo.

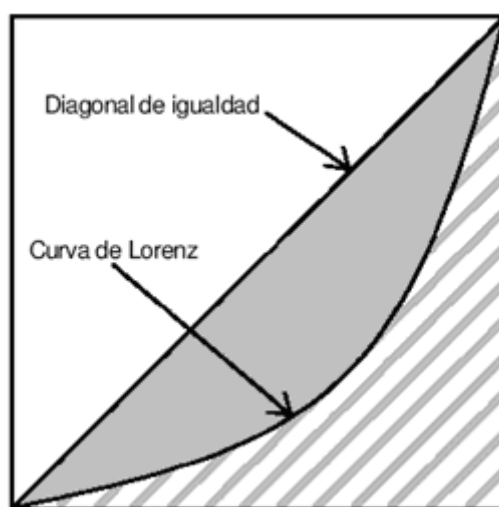


Figura 1. Curva de Lorenz y diagonal de igualdad.

Si los individuos de una población se ordenan en forma creciente con respecto a su ingreso, los más pobres se ubicarán cerca del origen de coordenadas y los más ricos hacia el extremo derecho del eje de las abscisas. Si representamos en este eje la proporción de individuos que resulta de acumular el ordenamiento, y en el eje de las ordenadas la proporción también acumulada de su ingreso, la curva de Lorenz de la figura mostraría claramente que una proporción alta de sujetos sólo posee una baja proporción de los ingresos, siempre menor que la que corresponde a la situación de plena igualdad, o de plena proporcionalidad entre población e ingreso. La diferencia o desproporcionalidad será mayor cuanto mayor sea el área comprendida entre las dos curvas, sombreada en gris. Debido a la conveniencia de un re-escalamiento del índice en el intervalo 0-1, el área se expresa como proporción con respecto al área por debajo de la diagonal. Esto equivale a dividir entre $\frac{1}{2}$ o, lo que es lo mismo, a multiplicar por 2. El valor de 0 corresponde al caso de plena igualdad, cuando la curva y la bisectriz se confunden, y el valor de 1, al caso extremo en que un solo individuo concentra todo el ingreso.⁶

⁶ Debe notarse que el área del cuadrado es 1 y que, por tanto, el área del triángulo bajo la diagonal es 0,5.

Debido a su definición, el índice de Gini es siempre positivo y la curva se ubica siempre por debajo de la diagonal. La lógica de la curva, y del índice y su escala de valores, no cambian si en lugar de ordenar sujetos se ordenan grupos y se representan gráficamente la población acumulada (siempre en el eje de las abscisas) y la proporción acumulada de ingreso (en el eje de las ordenadas).

La práctica habitual en el ámbito económico para medir las desigualdades sociales, ha consistido en ordenar de acuerdo al ingreso. Sin embargo, la racionalidad del índice hizo concebir su extensión a otros ámbitos de expresión de las desigualdades, y de modo especial al ámbito de la salud [30][31]. Si en lugar de ordenar la población según ingreso (del más pobre al más rico) se ordena según una variable de salud (del más enfermo al más saludable) se obtiene una nueva curva de Lorenz, pero ahora con la particularidad de que, si en efecto el indicador es de naturaleza negativa (como la mortalidad o la morbilidad) la curva se ubicará por encima de la diagonal, mientras que si se trata de un indicador positivo (cobertura de inmunizaciones o acceso a los servicios de salud), se ubicará por debajo.

Esta extensión natural al ámbito de la salud tiene, no obstante, la insuficiencia de que ignora el sustrato socioeconómico de la desigualdad o, en otras palabras, permite medir desigualdades en salud, pero no desigualdades sociales en salud (es decir, desigualdades en salud asociadas a la condición socioeconómica) [11][12].

Por otro lado, la extrapolación del terreno económico al de la salud no está exenta de algunas dificultades que complican, o incluso hacen paradójica la interpretación de los resultados, como veremos oportunamente.

La lógica interna del índice de Gini puede conservarse sin renunciar a la medición de las desigualdades sociales en salud, si el ordenamiento de la población se realiza de acuerdo a una variable socioeconómica, y luego se mide la proporcionalidad de la distribución acumulada que genera dicho ordenamiento con la de un indicador de salud. Los sujetos o los grupos se ordenan del más pobre al más rico (o en general, del peor al mejor de acuerdo al indicador socioeconómico elegido) y las proporciones poblacionales acumuladas se representan en el eje de las abscisas. En el de las ordenadas, se representa la proporción acumulada del indicador de salud, de acuerdo a cuya identidad, la curva así obtenida (ahora llamada *curva de concentración*) se encontrará, generalmente, por encima de la diagonal si el indicador es negativo, o por debajo de ella si el indicador positivo. Si a partir de esta representación gráfica se mide el área comprendida entre la curva de concentración y la diagonal, y se multiplica por 2, se obtiene el llamado *índice de concentración*, que toma valores entre -1 y +1. Normalmente la curva de concentración se encuentra de un solo lado de la diagonal (encima o debajo de acuerdo a la naturaleza del indicador de salud). Ello ocurre cuando existe una relación monótona⁷ (creciente o decreciente) entre el indicador de salud y el indicador socioeconómico que genera la jerarquía social ordenada. Si ello no ocurre, la curva puede cruzar la diagonal, como corresponde al caso en que la mortalidad o morbilidad es más frecuente en lo más bajo o en lo más alto de la escala social, y menor en los grupos intermedios.

Por sus propiedades, el índice de concentración ha desplazado al de Gini como medida de las desigualdades sociales en salud; sin embargo, es fácil notar que si el indicador socioeconómico y el de salud generan jerarquías idénticas, es decir, grupos con el mismo ordenamiento, ambos índices coinciden.

⁷ Se dice que una relación f entre una variable X y una Y es monótona creciente si para cualquier par (x,y) tal que $x < y$, se cumple que $f(x) \leq f(y)$.

18.3.1. Limitaciones y uso de los indicadores

Varios autores [11][19] han formulado los atributos básicos que deben satisfacer las medidas de las desigualdades sociales en salud. Ellos son:

1. Que reflejen el componente socioeconómico de las desigualdades en salud.
2. Que hagan uso de la información contenida en toda la jerarquía social.
3. Que sean sensibles a los cambios, tanto en la distribución del indicador de salud, como en la composición de la población en los grupos que integran la escala socioeconómica.

El primer atributo ya fue comentado: se refiere a la propiedad de producir una medición de la desigualdad que pueda vincularse en algún sentido a un gradiente socioeconómico.

El segundo alude a la propiedad de considerar a todos los grupos y no simplemente a los grupos extremos o a pares de grupos elegidos como referentes para la medición de la desigualdad.

Por último, el tercer atributo exige que la medición de la desigualdad tome en cuenta, no sólo el valor del indicador de salud en los grupos, sino también el tamaño de dichos grupos. Este atributo es intuitivamente obvio: no es igual, por ejemplo, que el grupo con las peores condiciones de salud esté compuesto por el 10%, que por el 50% de la población, independientemente del valor promedio de las condiciones de salud que existan en él.

El índice de Gini satisface los dos últimos atributos, pero no el primero, en tanto que el índice de concentración satisface los tres. Otras propiedades importantes, aunque no unánimemente aceptadas, son las siguientes:

4. Invariabilidad ante cambios de escala: si hay cambios en las prevalencias que no alteran las tasas relativas de los grupos, el valor del índice se mantiene constante. En otras palabras, si el valor del indicador de salud en los grupos se multiplica por una constante arbitraria k ($k \neq 0$) no se modifica el valor del índice.
5. Descomponibilidad: la desigualdad total puede descomponerse aditivamente en una componente entre grupos y otra dentro de grupos.

Los índices de Gini y de concentración son invariantes a cambios de escala, pero no pueden descomponerse aditivamente en el sentido estricto que plantea la propiedad 5.

Aunque el propósito de estos textos didácticos de ayuda no es realizar un examen crítico detallado de los recursos métricos, cabe apuntar, como ya se anticipó en el apartado anterior, que la extrapolación del ámbito de las desigualdades económicas al de las desigualdades en salud, plantea algunos problemas de interpretación que no deben subestimarse. Uno de ellos es la asimetría intrínseca de los índices a la disyuntiva de considerar la variable de salud en sentido negativo (por ejemplo, presencia de la enfermedad) o en sentido positivo (ausencia de ella). La noción de concentración puede distorsionarse cuando en lugar del ingreso, se considera mecánicamente la carga de enfermedad.

Consideremos, por ejemplo, una población ficticia de 10 sujetos ordenados en relación con un indicador socioeconómico entre los cuales, en la situación A, hay nueve enfermos (para simplificar supongamos que se trata de los más pobres) y uno sano, y que luego de una intervención no discriminatoria, se logra resolver el problema de salud de 8 de los sujetos, de modo que en la situación B quede un sujeto enfermo y nueve sanos. No hay dudas de que la situación B es preferible a la A porque la prevalencia de la enfermedad es 9 veces menor (10% contra 90%). Intuitivamente, la magnitud de la desigualdad es la misma porque en ambos casos hay un sujeto con una condición y los otros nueve con la condición contraria; no obstante, en el sentido de la concentración, en la situación B hay mayor desigualdad porque

toda la carga de enfermedad (10%) está concentrada en un solo individuo. Esta es otra circunstancia en la que se pone de manifiesto el peligro de comparar en términos de desigualdad dos situaciones muy diferentes en cuanto al valor poblacional del indicador de salud [18][32]. Por otro lado, es fácil comprobar que el resultado se invierte si en lugar de fijar la atención sobre el suceso negativo “enfermedad”, se fija sobre el evento positivo “salud”. Otro aspecto importante que emerge, no sólo a propósito de estos índices, sino virtualmente de todos los que se emplean para la medición de desigualdades, se relaciona con su interpretación *prima facie* y sus condiciones de uso. Salvo en el entorno de sus valores extremos (0 y 1 para el Gini y -1, 0 ó 1 para el índice de concentración) sólo es posible formular juicios categóricos en relación con la magnitud de la desigualdad en términos comparativos. Si el valor medio del indicador de salud no experimenta un cambio sustancial, es posible medir la evolución y la tendencia de la desigualdad en un escenario fijo dado e, igualmente, para un mismo número de grupos o clases es posible comparar dos escenarios diferentes (países, regiones, áreas geográficas).

18.3.2. Manejo del submódulo

Este submódulo de Epidat 4.0 se divide, a su vez, en dos ventanas, una para calcular el índice de Gini y la curva de Lorenz, y la otra para calcular el coeficiente y la curva de concentración.

En cualquiera de los dos casos, los datos se pueden introducir manualmente o importarlos, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (*.xls, *.xlsx) o de OpenOffice (*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir el número de unidades geodemográficas y el número de variables de salud y completar, a continuación, la tabla de datos definida por el programa.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4.0 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija.

En el caso del índice de Gini, la tabla debe contener tantas filas como unidades geodemográficas y las siguientes variables:

- ⇓ Identificador de la unidad geodemográfica.
- ⇓ Tamaño poblacional.
- ⇓ Una o varias variables de salud, hasta un máximo de 750.

La variable o variables de salud deben ser tasas, y el tamaño poblacional debe referirse al denominador de dichas tasas.

Una vez cargados los datos es preciso indicarle al programa cuál es el sentido de la variable de salud (positivo o negativo), ya que los datos se ordenarán, en función de su sentido, siempre de peor a mejor situación de la variable. Opcionalmente, es posible calcular una versión suavizada del índice y de la curva.

En el caso del índice de concentración, la tabla debe contener tantas filas como unidades geodemográficas y las siguientes variables:

- ⇓ Identificador de la unidad geodemográfica.
- ⇓ Tamaño poblacional.
- ⇓ Una variable socioeconómica.
- ⇓ Una o varias variables de salud, hasta un máximo de 750.

Una vez cargados los datos es preciso indicarle al programa cuál es el sentido de la variable socioeconómica (positivo o negativo) y de la variable de salud (positivo o negativo), ya que los datos se ordenarán de peor a mejor situación, en función de la variable socioeconómica y a continuación de la variable de salud. Opcionalmente, es posible calcular una versión suavizada del índice y de la curva.

Además de la fórmula algebraica de cálculo directo, existen otros métodos de estimación numérica del índice de Gini y del índice de concentración, como el método de los rectángulos, el método de los trapezoides o la integración de Monte Carlo. Como se acaba de comentar, Epidat calcula opcionalmente una versión suavizada de los índices y las curvas que se basa en el método del gradiente. En las aplicaciones más comunes de Epidat (que normalmente no incluirán un gran número de datos) se recomienda el empleo de la opción de suavizamiento, sobre todo para corregir violaciones de la linealidad entre los indicadores socioeconómico y de salud, que pueden ocasionar que la curva de Lorenz pueda no ser monótona e incluso no encontrarse siempre por encima o siempre por debajo de la recta de completa igualdad.

18.3.3. Ejemplos

Ejemplo 1:

La Tabla 8 contiene información correspondiente a 10 provincias de un país ficticio. Las provincias están caracterizadas por la población de nacidos vivos (NV), el porcentaje de necesidades básicas insatisfechas (NBI) y la tasa de mortalidad infantil (TMI) por 1.000 nacidos vivos. Los datos ya están ordenados de acuerdo al indicador socioeconómico, de la peor a la mejor provincia. Se advierte además, claramente, que hay una relación monótona entre el indicador socioeconómico y el indicador de salud. En casos como éste, el ordenamiento que generan ambos indicadores es idéntico y, por consiguiente, el índice de Gini y el de concentración toman el mismo valor (aunque con signo opuesto). El usuario puede comprobar que a esta distribución poblacional y de la mortalidad infantil corresponde una tasa global de 59,46 muertes por cada 1.000 nacidos vivos. Los datos se encuentran en la hoja *Tabla8* del archivo DESPROPORCIONALIDAD.xls incluido en Epidat 4.0.

Tabla 8.- Número de nacidos vivos (NV), tasa de mortalidad infantil (TMI) y necesidades básicas insatisfechas (NBI) en 10 provincias de un país ficticio.

PROVINCIA	NV	NBI	TMI
A	2.300	60,3	69
B	2.500	60,1	68
C	1.000	51,9	63
D	12.000	51,5	61
E	550	46,6	58
F	10.000	41,2	57
G	2.400	30,0	56
H	1.200	21,8	50
I	250	15,7	39
J	450	13,4	26

Epidat 4.0 sólo necesita disponer de la variable socioeconómica cuando se calcula el índice de concentración ya que, en este caso, los datos deben ser ordenados en función del sentido que tome dicha variable. Además, para calcular ambos índices con Epidat 4.0 debe tenerse en cuenta que el sentido de las dos variables, socioeconómica y de salud, es negativo.

Resultados con Epidat 4.0 (índice de Gini):

Entrada automática:

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4.0\Ejemplos\Medición de desigualdades en salud\DESProporcionalidad.xls
Tabla: Tabla8
Variables:
Identificadores unidades geodemográficas: PROVINCIA
Poblaciones: NV
Variables de salud: TMI

Datos:

Número de unidades geodemográficas: 10
Número de variables de salud: 1
Sentido de la variable de salud: Negativa
Suavizar el índice de Gini y la curva de Lorenz: No

Resultados:

	TMI
Índice de Gini	0,0475

Resultados con Epidat 4.0 (índice de concentración):

Entrada automática:

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4.0\Ejemplos\Medición de desigualdades en salud\DESProporcionalidad.xls
Tabla: Tabla8
Variables:
Identificadores unidades geodemográficas: PROVINCIA
Poblaciones: NV
Variable socioeconómica: NBI
Variables de salud: TMI

Datos:

Número de unidades geodemográficas: 10
Número de variables de salud: 1
Sentido de la variable socioeconómica: Negativa
Sentido de la variable de salud: Negativa
Suavizar el índice y curva de concentración: No

Resultados:

	TMI
Índice de concentración	-0,0475

La curva de Lorenz (o de concentración, ya que en este caso coinciden) se encuentra apenas por encima de la diagonal (Figura 2). Los pequeños puntos rojos sobre esta línea corresponden a los valores empíricos de la proporción acumulada de población (en el eje X) y la proporción acumulada de casos de la variable de salud (en el eje Y). El área comprendida entre dicha curva y la diagonal que divide al primer cuadrante en dos ángulos iguales es de aproximadamente 0,024, que es la mitad del índice de Gini. El signo menos del índice de concentración se debe a que la curva se ubica por encima de la diagonal, como corresponde efectivamente a un indicador negativo para el cual el número de muertes infantiles acumuladas supera a las que cabría esperar en una situación de plena igualdad o proporcionalidad. Por otro lado, está **siempre** por encima de la diagonal (no la cruza) debido a la relación lineal monótona entre el indicador socioeconómico y el de salud. A primera vista resulta sorprendente que en una situación en que, por ejemplo, la diferencia de tasas

entre las provincias extremas sea de $69-26=43$, y el cociente $69/26=2,65$, se obtenga un valor tan próximo a cero con respecto a otra métrica de las desigualdades.

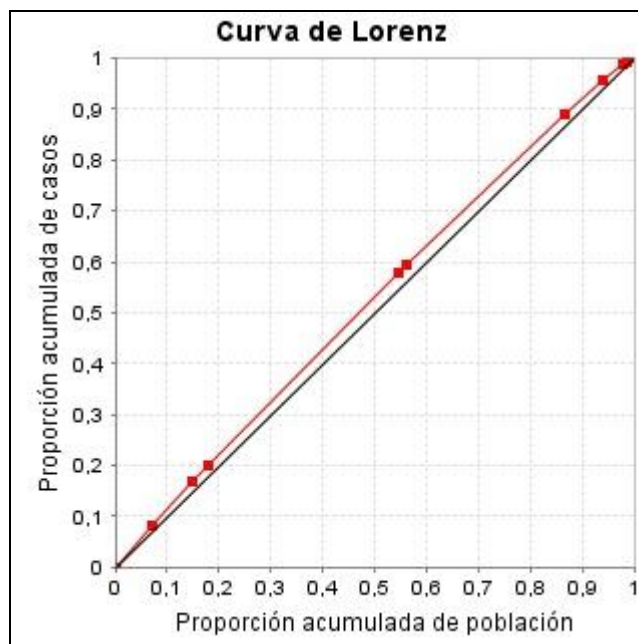


Figura 2.- Curva de Lorenz (o de concentración) para los datos de la Tabla 8.

Ejemplo 2:

Supongamos que, como consecuencia de una intervención no focalizada, las tasas de mortalidad infantil en todas las provincias del ejemplo anterior se redujeran a la mitad, sin cambio alguno en la composición de la población ni en el número de nacidos vivos, los resultados serían idénticos en virtud de la propiedad 4 del apartado 18.3.1. Vale la pena hacer notar, no obstante, que si bien la desigualdad permanece invariante, la tasa total de la enfermedad se reduce a la mitad. Dejamos al lector la tarea de reconstruir los datos y el incentivo de rehacer los cálculos y comprobar los resultados.

Ejemplo 3:

A partir del ejemplo inicial, se consideran ahora dos nuevas intervenciones: la primera (a) implica reducir las tasas provinciales en 10 puntos porcentuales; la segunda (b), reducirlas en 10% de su valor inicial. Los restantes valores permanecen constantes. Las nuevas distribuciones respectivas se muestran en la Tabla 9, y los datos se encuentran en la hoja *Tabla9* del archivo DESPROPORCIONALIDAD.xls incluido en Epidat 4.0.

Los valores del índice de Gini para las dos situaciones, obtenidos con Epidat 4.0, así como las tasas globales son:

- a) Tasa global = 49,5 por 1.000 NV. Índice de Gini = 0,0571
- b) Tasa global = 53,5 por 1.000 NV. Índice de Gini = 0,0475

La primera intervención -no focalizada- implica una reducción de las tasas, de la misma magnitud para todas las provincias, mientras que la segunda implica una reducción absoluta mayor para las provincias con tasas más elevadas. El resultado es que con la segunda intervención se reduce (apenas) la desigualdad, pero la disminución resultante total de la

tasa es menor, y la reducción es también menor en todas las provincias. El lector puede formarse su propio juicio.

Tabla 9.- Número de nacidos vivos (NV), necesidades básicas insatisfechas (NBI) y tasas de mortalidad infantil (TMI), bajo dos supuestos, en 10 provincias de un país ficticio.

PROVINCIA	NV	NBI	TMI (a)	TMI (b)
A	2.300	60,3	59	62,1
B	2.500	60,1	58	61,2
C	1.000	51,9	53	56,7
D	12.000	51,5	51	54,9
E	550	46,6	48	52,2
F	10.000	41,2	47	51,3
G	2.400	30,0	46	50,4
H	1.200	21,8	40	45,0
I	250	15,7	29	35,1
J	450	13,4	16	23,4

Ejemplo 4:

Consideremos ahora la distribución que se muestra en la Tabla 10, siempre a partir del ejemplo ficticio inicial. Los valores del indicador socioeconómico y las tasas se mantienen invariantes; todo lo que cambia es la composición de la población de nacidos vivos. Los datos se encuentran en la hoja *Tabla10* del archivo DESPROPORCIONALIDAD.xls incluido en Epidat 4.0.

Tabla 10.- Número de nacidos vivos (NV), necesidades básicas insatisfechas (NBI) y tasas de mortalidad infantil (TMI) en 10 provincias de un país ficticio.

PROVINCIA	NV	NBI	TMI
A	250	60,3	69
B	450	60,1	68
C	1.000	51,9	63
D	12.000	51,5	61
E	550	46,6	58
F	10.000	41,2	57
G	2.400	30,0	56
H	1.200	21,8	50
I	2.300	15,7	39
J	2.500	13,4	26

El cambio consiste en una permutación de las poblaciones de las provincias A y B por las de las provincias I y J. Es importante notar que con este cambio en la distribución poblacional disminuye la cantidad de casos expuestos a las tasas más altas y, en la misma medida, aumenta la cantidad de los expuestos a las tasas más bajas. El resultado obvio es una tasa total menor (54,94 en relación con la inicial = 59,46).

El índice de Gini, calculado con Epidat 4.0 con estos datos, vale 0,0833. Es interesante observar que la desigualdad casi se ha duplicado con respecto a la distribución inicial, pese a

que intuitivamente la nueva distribución es preferible, porque hay una menor cantidad de sujetos expuestos y porque las altas tasas de mortalidad infantil afectan a un menor número de personas con necesidades básicas insatisfechas. No obstante, los índices de desigualdad basados en la desproporcionalidad operan bajo una lógica diferente que es la lógica de la concentración y, en efecto, ocurre que bajo las nuevas circunstancias que describe la Tabla 10, la carga de enfermedad (algo más baja) está concentrada en un menor número de personas.

Ejemplo 5:

Para concluir, consideremos dos situaciones extremas en la distribución del indicador de salud (Tabla 11). En los dos casos se repite la distribución del ejemplo 1, pero ahora toda la carga de enfermedad se concentra en la provincia A (situación a) o en las provincias A y B (situación b). Los datos se encuentran en la hoja *Tabla11* del archivo DESPROPORCIONALIDAD.xls incluido en Epidat 4.0.

Tabla 11.- Número de nacidos vivos (NV), necesidades básicas insatisfechas (NBI) y tasas de mortalidad infantil (TMI), bajo dos supuestos, en 10 provincias de un país ficticio.

PROVINCIA	NV	NBI	TMI (a)	TMI (b)
A	2.300	60,3	100	50
B	2.500	60,1	0	50
C	1.000	51,9	0	0
D	12.000	51,5	0	0
E	550	46,6	0	0
F	10.000	41,2	0	0
G	2.400	30,0	0	0
H	1.200	21,8	0	0
I	250	15,7	0	0
J	450	13,4	0	0

Los valores del índice de Gini para las dos situaciones, obtenidos con Epidat 4.0, son:

a) Índice de Gini = 0,9296

b) Índice de Gini = 0,853

En ambos casos (más aun en el a) hay niveles muy altos de desigualdad que el índice de Gini describe adecuadamente.

18.4. Índices basados en el modelo de regresión

Los índices basados en el modelo de regresión tienen la propiedad (que toda la literatura señala como esencial en el contexto de la medición de las desigualdades sociales en salud) de relacionar un indicador de salud con uno socioeconómico, que puede expresarse en términos absolutos⁸ o en términos relativos. En el primer caso, el índice resultante pretende medir el efecto “directo” de lo socioeconómico sobre la salud; en el segundo, el efecto de la posición relativa del individuo, grupo o clase. A esta última categoría pertenecen el *índice de*

⁸ La expresión “términos absolutos” se refiere a la cuantificación del indicador socioeconómico en el grupo o clase, sin referencia alguna a otros grupos o clases. Por el contrario, el término relativo alude a una posición u ordenamiento con respecto a otros grupos o clases.

desigualdad de la pendiente y el índice relativo de desigualdad. Otra ventaja de estos índices, en comparación con los que se basan en medidas de rango, es que toman en cuenta toda la escala social y no sólo grupos extremos o de referencia [12].

18.4.1. Índice de efecto

El ajuste de un modelo de regresión de un indicador de salud sobre un indicador socioeconómico absoluto es una posible opción cuando se desea estimar el efecto, en términos de salud, de un cambio en los niveles de desarrollo socioeconómico. Por ejemplo, hay sobradas evidencias de que cuanto mayor es el nivel de pobreza de los países, mayor es su tasa de retardo en talla para la edad, y un índice basado en un modelo de regresión intentaría responder a la pregunta: ¿cuánto mayor?

Aunque la relación entre ambas variables es compleja, y en ella intervienen muchos posibles factores mediadores⁹, se podría estimar el cambio en la tasa de retardo en talla para la edad, a partir del cambio en los niveles del indicador socioeconómico mediante la pendiente de un modelo de regresión lineal. Sin embargo, cabe en este punto insertar una observación cautelar: esta estimación tiene un significado netamente descriptivo que sólo es válido para el universo de las unidades que se han incorporado en la medición y, a su vez, dicha validez depende de que el modelo de regresión elegido sea correcto, es decir, que exprese realmente la relación funcional entre los indicadores socioeconómico y de salud¹⁰. En este submódulo, Epidat 4.0 sólo considera modelos lineales (y log-lineales debido a la opción de la transformación logarítmica) y, por tanto, la validez de la descripción implícita en la estimación de los parámetros del modelo depende de que la especificación de linealidad en la relación sea correcta.

Por ejemplo, Wagstaff [11] y Schneider y colaboradores [19] relacionan las tasas de mortalidad infantil (TMI) con el producto interno bruto (PIB) ajustado por poder adquisitivo en países del área andina y encuentran una relación como la que muestra la Figura 3. El modelo estimado de regresión lineal que relaciona a ambas variables es el siguiente

$$TMI = 75,7 - 0,007 * PIB$$

La interpretación usual es que por cada 1.000 dólares estadounidenses de incremento en el PIB, la tasa de mortalidad infantil por cada mil nacidos vivos disminuye en 7 unidades, es decir, que hay 7 fallecimientos menos por cada mil niños que nacen vivos. Aunque parezca trivial, es importante insistir en que no debe hacerse una interpretación ingenua de este resultado, que lleve a hacer abstracción de todo lo que media entre un incremento del PIB y una reducción de las TMI. Es claro que un país que destine la expansión de su economía a la producción de armamentos o a otros fines no relacionados con el desarrollo, podría no sólo no experimentar una reducción en las TMI, sino sufrir un deterioro.

⁹ En general los países con un alto PIB tienen tasas de mortalidad infantil bajas, pero también es posible encontrar países con bajo PIB y bajas TMI.

¹⁰ La estimación y el cálculo de los índices de desigualdad (tanto los que se basan en modelos de regresión como todos los otros) es también “netamente descriptivo” en el sentido de que no entraña ningún juicio técnico acerca de las causas de las desigualdades ni ningún juicio ético en punto a la justeza de dichas causas. Por ese motivo se habla –legítimamente– de desigualdades, que pueden medirse, y no de inequidades, que no pueden medirse, al menos directamente [12].

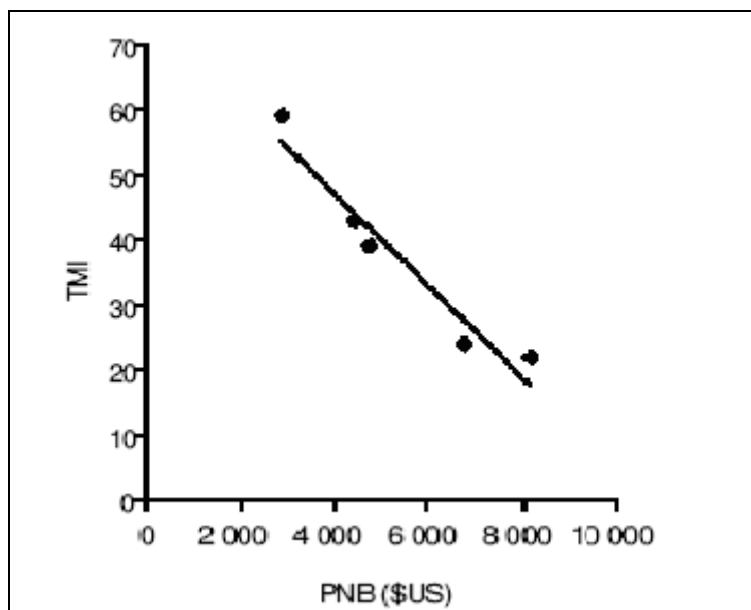


Figura 3.- Recta de regresión de la tasa de mortalidad infantil por mil nacidos vivos (TMI) según el producto nacional bruto per cápita ajustado por el poder adquisitivo de la moneda (PNB). Países del área andina, 1997. Fuente: SHA/OPS.

Los índices basados en rangos comparan los valores extremos del indicador de salud entre sí, o con un referente. La comparación puede hacerse en términos absolutos (diferencia) o relativos (cociente), pero en cualquier caso sin tomar en cuenta los valores intermedios. Estos índices son fáciles de calcular e interpretar, pero esta ventaja se consigue al precio de una gran pérdida de información sobre la distribución de la variable de salud.

El *índice de efecto* es la pendiente del modelo de regresión lineal que relaciona el indicador socioeconómico (e_i) con el indicador de salud (T_i): $T_i = a + b e_i + \varepsilon_i$, donde a representa el intercepto, b la pendiente y ε_i el error aleatorio en el grupo i . En Epidat 4.0 este modelo se ajusta por el método de mínimos cuadrados ponderados por el tamaño de cada grupo o unidad geodemográfica.

La pendiente b , o *índice de efecto*, representa el incremento que experimenta el indicador de salud cuando el indicador socioeconómico aumenta en una unidad. Si, por ejemplo, el incremento en el indicador socioeconómico es de 1.000 unidades, el correspondiente incremento (o decremento, de acuerdo al signo) en el indicador de salud será de $1.000b$ unidades.

Es fácil apreciar que la pendiente b es, en rigor, sólo una medida indirecta de desigualdad. Si b es cero, no hay relación entre el indicador socioeconómico y el de salud y, por tanto, no puede esperarse que exista un gradiente de salud entre dos grupos caracterizados por condiciones socioeconómicas diferentes.

18.4.2. Índices de desigualdad

Cuando lo que interesa es el efecto del nivel relativo de desarrollo económico sobre la salud, se utilizan otros índices que resultan del ajuste de un modelo de regresión. Uno de ellos se obtiene a partir del otro. A estos índices se les denomina convencionalmente *índice de desigualdad de la pendiente* (IDP) e *índice relativo de desigualdad* (IRD). Este último, en Epidat 4.0, tiene 3 versiones:

- ⇓ Índice relativo de desigualdad de Pamuk
- ⇓ Índice relativo de desigualdad de Kunst y Mackenbach
- ⇓ Índice relativo de desigualdad acotado

El *índice de desigualdad de la pendiente* es la pendiente de un modelo de regresión lineal ajustado por el método de mínimos cuadrados. La variable dependiente del modelo, al igual que en el caso del índice de efecto, es la tasa o el valor promedio del indicador de salud en el grupo o clase¹¹; sin embargo, la variable independiente ya no es un valor del indicador socioeconómico, sino el rango promedio de los miembros del grupo o clase, después de que dichos grupos o clases han sido ordenados de peor a mejor, de acuerdo al propio indicador socioeconómico. A este rango promedio se le denomina *ridit* y es, debido a su definición, una variable comprendida entre 0 (extremo inferior del ordenamiento socioeconómico) y 1 (extremo superior).

Puesto que la pendiente expresa estrictamente el cambio que experimenta la variable dependiente cuando la independiente se incrementa en una unidad, el índice de desigualdad de la pendiente representa simplemente el gradiente social total en términos del indicador de salud o, de un modo más comprensible, la diferencia entre los dos extremos de la escala con respecto a este indicador.

El IDP no es una buena medida de desigualdad en el sentido de que es sensible a cambios de escala en las variables. En efecto, si por ejemplo el indicador de salud fuese la tasa de mortalidad por una enfermedad, y las tasas se duplicaran en todos los grupos manteniendo, por consiguiente, el mismo nivel de desigualdad, la medida de desigualdad se duplicaría, contrariamente a lo que indica el sentido común.

Un modo de corregir la dependencia de la medida de desigualdad con respecto a la salud promedio sería expresar el IDP en términos relativos, tomando el nivel medio de la variable de salud como valor de referencia, y expresando la medida de desigualdad como un cociente. Esa es justamente la idea que plantea Pamuk [33] que da lugar al *índice relativo de desigualdad de Pamuk*.

Es importante notar que, al hacer comparaciones en el tiempo, el índice de desigualdad de la pendiente y el índice relativo de desigualdad de Pamuk pueden registrar tendencias de signo opuesto si el valor medio de la variable de salud ha sufrido variaciones en el tiempo: esto es una consecuencia obvia de calcular un indicador relativo dividiendo por el promedio de la variable de salud.

Kunst y Mackenbach [34] proponen un índice alternativo que recibe el nombre de *índice relativo de desigualdad de Kunst y Mackenbach*. Este índice se puede expresar como el cociente entre la tasa estimada cuando el *ridit* toma el valor 0 y la tasa estimada cuando alcanza el valor 1. Así expresado, el índice se interpreta simplemente como el gradiente entre los

¹¹ Los términos grupos y clases se emplean en el texto en un sentido abarcador. Normalmente estos grupos pueden ser conglomerados geodemográficos (v.g. países, regiones, provincias, departamentos) y es básicamente así que se usan en “Epidat”, pero también pueden ser estratos dados por una jerarquía u ordenamiento social o económico.

puntos extremos de la escala socioeconómica y, en tal sentido, recuerda a los índices basados en la noción de rango y puede interpretarse del mismo modo; con la diferencia de que este índice sí incorpora, a través del modelo de regresión, la información de los grupos intermedios en la medición de la desigualdad.

No obstante, el índice descrito por Kunst y Mackenbach se basa en tasas ficticias, que corresponden a puntos de la jerarquía que en realidad no se alcanzan. Mucho más congruente parece entonces definir un nuevo índice de desigualdad, no a partir de los puntos extremos del ordenamiento, sino de las unidades o grupos extremos, con lo cual arribamos al último de los tres índices relativos que incluye Epidat 4.0, el *índice relativo de desigualdad acotado*. Este índice es formalmente idéntico al cociente de tasas extremas (índices basados en rangos), pero en este caso, no de las tasas reales sino de las estimadas, con lo cual, como se apuntó en el párrafo anterior, se incorpora la información de los grupos intermedios en el ordenamiento.

18.4.3. Advertencias y recomendaciones sobre el uso de los índices

Si en un mismo universo de estudio se han construido dos ordenamientos, cada uno correspondiente a una variable socioeconómica diferente, el valor del *índice de efecto* puede utilizarse para identificar cuál de las dos variables tiene una mayor influencia sobre el indicador de salud. Ahora bien, **esta aplicación es factible a condición de que ambos indicadores sean conmensurables**, es decir, que estén medidos en unidades similares. Debe recordarse que la pendiente es sensible a cambios de escala y por consiguiente, no tendría sentido utilizar el índice de efecto basado en la regresión, por ejemplo para comparar el efecto sobre la prevalencia de retardo en talla, del PIB y del índice de necesidades básicas Si se expresan las variables como múltiplos de su varianza, o totalmente estandarizadas, la pendiente que define al índice de efecto se transforma en un coeficiente estandarizado y la comparación es posible.

El empleo de los índices basados en la regresión requiere que las variables sean continuas y puedan medirse, al menos, en escala de intervalos. Es imprescindible, además, que el modelo esté bien especificado, es decir, que se verifique la linealidad o la log-linealidad (esto último, porque Epidat incluye la opción de la transformación logarítmica de las variables).

Debe recordarse también, que el propósito del usuario debe ser medir o, a lo sumo, describir las desigualdades, no explicarlas. Un modelo que relacione una variable de salud con un solo indicador socioeconómico es necesariamente reduccionista y, por tanto, padece un sesgo de especificación.

En cuanto a los índices basados en la condición socioeconómica relativa, ya se ha señalado [35] que deben usarse con cautela cuando los grupos o clases no generan un ordenamiento completo de la población, como es el caso de las aplicaciones más comunes de Epidat en las que los grupos son conglomerados geodemográficos (municipios, ciudades, regiones, países, etc.). En parte, es por este motivo que se recomienda el empleo del *índice relativo de desigualdad acotado*, que no necesita suponer que en los grupos extremos existe un ordenamiento completo que permite extender el recorrido de los *ridits* hasta 0 y 1.

Por último, una observación adicional relativa a la presencia de valores atípicos. En general, el valor atípico que más puede afectar el uso de los índices es el que ejerce un gran *efecto de palanca* (“leverage”) sobre su estimación. El efecto de palanca se define como el que se origina cuando hay una gran diferencia entre la estimación realizada cuando el caso está presente y cuando está ausente. La representación de los puntos por medio de un gráfico de

dispersión cartesiano es usualmente suficiente para identificar estos casos y eliminarlos en caso de que realmente afecten mucho la estimación.

18.4.4. Manejo del submódulo

Este submódulo de Epidat 4.0 se divide, a su vez, en dos ventanas, una para calcular el índice de efecto, y la otra para calcular los índices de desigualdad.

En cualquiera de los dos casos, los datos se pueden introducir manualmente o importarlos, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (*.xls, *.xlsx) o de OpenOffice (*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir el número de unidades geodemográficas y el número de variables de salud y completar, a continuación, la tabla de datos definida por el programa.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón “examinar”, seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4.0 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En ambos casos la tabla debe contener tantas filas como unidades geodemográficas y las siguientes variables:

- ⇓ Identificador de la unidad geodemográfica.
- ⇓ Tamaño poblacional.
- ⇓ Una variable socioeconómica.
- ⇓ Una o varias variables de salud, hasta un máximo de 750.

La variable o variables de salud deben ser tasas, y el tamaño poblacional debe referirse al denominador de dichas tasas.

Una vez cargados los datos, el programa ofrece la opción de la transformación logarítmica, a la que puede recurrirse en caso de que la relación entre la variable de salud y la socioeconómica sea claramente no lineal. Además, en el caso de los índices de desigualdad, es preciso indicarle al programa cuál es el sentido de la variable socioeconómica y de las variables de salud (positivo o negativo), ya que los datos se ordenarán de peor a mejor situación, en función de la variable socioeconómica y a continuación de la variable de salud.

En los resultados de los dos submódulos Epidat 4.0 incluye un diagrama de dispersión clásico en el cual se inserta la recta de regresión estimada.

18.4.5. Ejemplo

La Tabla 12 contiene datos de una variable socioeconómica (el porcentaje de población con necesidades básicas insatisfechas), una variable de salud (la tasa de mortalidad infantil, por 1.000 nacidos vivos) y el tamaño poblacional de cada una de las 24 provincias argentinas según información de 2004. Los datos, que ya han sido ordenados de manera decreciente de acuerdo a las necesidades básicas insatisfechas, proceden de los Indicadores Básicos de 2004 del Ministerio de Salud de la República Argentina y la Organización Panamericana de la Salud. Los datos se encuentran en el archivo REGRESIÓN.xls incluido en Epidat 4.0.

Tabla 12.- Tamaño poblacional (NV), necesidades básicas insatisfechas (NBI) y tasas de mortalidad infantil (TMI), en las 24 provincias argentinas. Año 2004.

PROVINCIA	POBLACIÓN	NBI	TMI
Formosa	13.273	33,6	25,5
Chaco	24.215	33,0	26,7
Salta	27.492	31,6	8,9
Santiago del Estero	16.254	31,3	12,4
Jujuy	13.768	28,8	20,6
Corrientes	22.094	28,5	23,8
Misiones	23.846	27,1	22,3
Tucumán	29.921	23,9	24,3
Catamarca	8.040	21,5	20,6
La Rioja	6.303	20,4	20,8
Río Negro	11.144	17,9	14,8
Entre Ríos	22.088	17,6	16,5
San Juan	13.070	17,4	20,2
Neuquén	9.712	17,0	11,7
Buenos Aires	247.738	15,8	15,8
San Luis	8.365	15,6	16,5
Chubut	8.000	15,5	17,8
Mendoza	27.804	15,4	12,3
Santa Fe	52.690	14,8	14,0
Tierra del Fuego	2.199	14,1	9,1
Córdoba	52.453	13,0	14,8
Santa Cruz	483	10,4	17,2
La Pampa	5.272	10,3	13,1
Ciudad de B. Aires	41.509	7,8	10,0

Con estos datos se han calculado los índices basados en el indicador socioeconómico absoluto (índice de efecto) y los basados en el indicador relativo (índices de desigualdad).

Resultados con Epidat 4.0 (índice de efecto):

Entrada automática:

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4.0\Ejemplos\Medición de desigualdades en salud\REGRESIÓN.xls
 Tabla: Datos
 Variables:

Identificadores unidades geodemográficas: PROVINCIA
 Poblaciones: POBLACIÓN
 Variable socioeconómica: NBI
 Variables de salud: TMI

Datos:

Número de unidades geodemográficas: 24
 Número de variables de salud: 1
 Transformación logarítmica de la variable de salud: No

Resultados:

	TMI
Índice de efecto	0,3633

Gráfico:

El índice de efecto indica que, si la satisfacción de las necesidades básicas se incrementara en 10 puntos porcentuales (es decir, las NBI se redujesen en 10 puntos), las tasas de mortalidad infantil disminuirían en promedio en 3,63 unidades, es decir, habría en promedio 3,63 muertes menos por cada 1.000 niños nacidos vivos.

Para calcular los índices de desigualdad en Epidat 4.0 hay que tener en cuenta que tanto el indicador socioeconómico como la variable de salud tienen un sentido negativo (valores más altos indican una peor situación).

Los resultados indican que el índice de desigualdad de la pendiente (-8,68) estima la diferencia de tasas entre los puntos extremos de la jerarquía social. Es, por consiguiente, una diferencia de tasas ficticias extremas. Su valor negativo se debe a que de la tasa mejor (la que corresponde a un *ridit*=1) se ha sustraído la peor (la que corresponde a un *ridit*=0). El intercepto corresponde a la estimación de la tasa peor. El índice relativo de desigualdad de Pamuk es el resultado de dividir el IDP entre la tasa de mortalidad infantil promedio del país. Por su parte, el IRD de Kunst y Mackenbach resulta del cociente entre las dos tasas límites

estimadas correspondientes a los *ridits* extremos (0 y 1). Finalmente, el IRD acotado corresponde al cociente entre las tasas estimadas para las provincias extremas (Formosa y Ciudad de Buenos Aires).

Resultados con Epidat 4.0 (índices de desigualdad):

Entrada automática:

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4.0\Ejemplos\Medición de desigualdades en salud\REGRESIÓN.xls

Tabla: Datos

Variables:

Identificadores unidades geodemográficas: PROVINCIA

Poblaciones: POBLACIÓN

Variable socioeconómica: NBI

Variables de salud: TMI

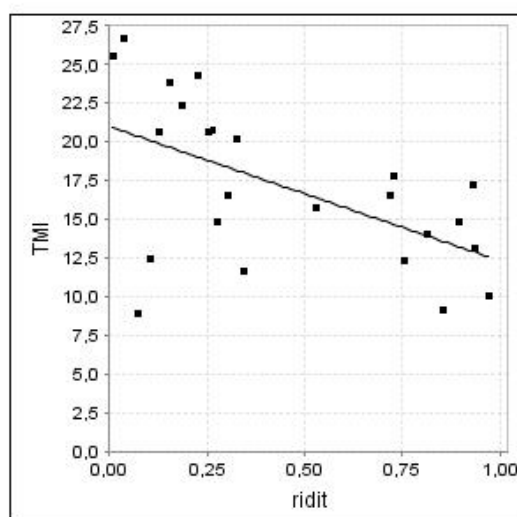
Datos:

Número de unidades geodemográficas:	24
Número de variables de salud:	1
Sentido de la variable socioeconómica:	Negativa
Sentido de la variable de salud:	Negativa
Transformación logarítmica de la variable de salud:	No

Resultados:

Índice	TMI
Índice de desigualdad de la pendiente	-8,6771
Índice relativo de desigualdad de Pamuk	0,5297
Índice relativo de desigualdad de Kunst y Mackenbach	1,7051
Índice relativo de desigualdad acotado	1,6629

Gráfico:



18.5. Índices basados en el concepto de entropía

18.5.0. Generalidades

En el campo de la termodinámica, el concepto de *entropía* se utiliza para expresar el grado de falta de uniformidad en la distribución de partículas en un espacio dado. Más concretamente, la *entropía* es la magnitud que mide la parte de la energía que no puede utilizarse para producir un trabajo, lo que equivale al grado de desorden que poseen las moléculas que integran un sistema cerrado. De modo análogo, en la teoría de la información, la noción de *entropía* se emplea para medir la falta de uniformidad en la distribución de la información en el tiempo [36].

La entropía es una medida de desorden: si la masa, la energía o la información se encuentran uniformemente distribuidos dentro de un sistema, la entropía es máxima. Por el contrario, la concentración espacial de la masa o la energía y la concentración temporal de la información generan *redundancia*. Cuanto mayor sea la *redundancia* de un sistema, mayor es la capacidad potencial para la redistribución. Cuanto mayor sea la igualdad, mayor es el desorden. Cuanta más desigualdad, mayor orden. Por consiguiente, la entropía puede definirse igualmente como el grado de desorden o como el grado de uniformidad en la distribución.

Aunque el isomorfismo entre desorden e igualdad pueda, a primera vista, parecer poco intuitivo, la aparente contradicción se despeja si razonamos del siguiente modo: la igualdad es desorden máximo y máxima entropía, justamente porque es la desigualdad la que surge a expensas de un proceso de ordenamiento¹² que lleva a la disminución del desorden (la uniformidad) y de la entropía [37].

No es difícil advertir que estas nociones permiten construir una analogía verosímil, aplicable al ámbito de las desigualdades en salud. En efecto, si la carga de enfermedad se distribuye uniformemente entre todos los miembros o entre todas las clases de una población, hay una entropía máxima, lo cual significa que no hay desigualdades y que se ha agotado todo margen de acción para la redistribución de las condiciones de salud.

Cuando disminuyen las desigualdades en las condiciones de salud, la entropía del sistema aumenta y, por el contrario, disminuye cuando se incrementan las desigualdades. En ese caso, si se utiliza la analogía termodinámica o informacional, se diría que aumenta la redundancia del sistema. Los sistemas que tienen una alta concentración en la carga de enfermedad o en el acceso a los servicios de salud, son sistemas altamente redundantes.

La “energía acumulada” en el sistema físico puede entonces homologarse con la magnitud de las acciones de salud necesarias para corregir o disminuir la *redundancia* del sistema.

No obstante, las primeras aplicaciones fuera de los campos originales de la termodinámica y la teoría de la información se deben a los economistas, cuando advirtieron que un sistema caracterizado por una alta concentración de la riqueza en algunos subgrupos poblacionales, es un sistema *redundante* en el sentido de la Física Estadística o la termodinámica, con una amplia capacidad potencial para la redistribución de la riqueza [37][38].

El siguiente paso es de índole metodológica y consiste, como es usual, en definir indicadores con buenas propiedades que sean adecuados para medir el grado de uniformidad (o de falta de ella) en la distribución, ya sea del recurso económico, de la carga de enfermedad o del

¹² El término “ordenamiento”, en el sentido con el que se emplea en este párrafo, entraña probablemente injusticia, discriminación y distribución desigual, pero ello no afecta para nada la posibilidad de extrapolar el concepto físico al ámbito de la medición de las desigualdades sociales.

acceso a servicios de salud, asociada a una clasificación o estratificación en grupos sociales [35]. Epidat 4.0 calcula tres índices basados en la noción de entropía:

- ⇓ Índice de Kullback-Liebler.
- ⇓ Índice de Hoover (o de disimilitudes).
- ⇓ Índice de Theil.

18.5.1. Limitaciones

En primer lugar, a los índices basados en el concepto de entropía les falta un vínculo explícito con la condición socioeconómica. En las aplicaciones comunes de Epidat, que consisten en calcular medidas de desigualdad entre unidades geodemográficas, el ordenamiento de dichos estratos en relación con cualquier atributo socioeconómico no influye en el cálculo de los índices basados en la noción de entropía. El resultado sería el mismo si los estratos se ordenan en forma creciente, o decreciente, o si se les asigna un orden aleatorio.

En la versión actual de Epidat el estudio de las desigualdades se restringe a estratos geodemográficos (provincias, departamentos, estados, regiones, municipios u otras agrupaciones similares). Para el cálculo de los indicadores basados en la noción de entropía, no es necesario caracterizar a estos estratos con respecto a un indicador socioeconómico. Dichos indicadores no intervienen en el algoritmo de cálculo de los índices, ni se tiene en cuenta el orden que ellos generan. En otras palabras, los índices basados en la noción de entropía, cuando se aplican al estudio de las desigualdades sociales en salud, no capturan la relación funcional entre la salud y lo socioeconómico (ya sea en sentido absoluto o relativo), a diferencia de los indicadores basados en regresión.

Tal como ocurre con varios de los índices para medir desigualdades (salvo los que se basan en operaciones directas con tasas u otros indicadores de salud), los índices basados en la noción de entropía no vienen expresados en unidades de medición conocidas, ni tienen una interpretación inmediata. Ello se debe a que no hay un referente o un umbral de normalidad que permita formular juicios acerca de la magnitud de la desigualdad que estos índices están diseñados para medir, sino que su evaluación es autorreferencial. Sus condiciones fundamentales de aplicación son las comparaciones en el tiempo en escenarios similares, o las comparaciones entre diferentes variables de salud con respecto a los mismos estratos, en un escenario único. Por ejemplo, llamemos genéricamente I a uno cualquiera de estos índices y supongamos que a lo largo de los últimos 5 lustros en un escenario X arbitrario, sus valores han sido los que describe la siguiente sucesión:

$$I_1=0,11; I_2=0,13; I_3=0,19; I_4=0,09; I_5=0,09$$

Se puede afirmar que la desigualdad creció durante los primeros 15 años, con un brusco incremento en la segunda década, que luego descendió también abruptamente en el lustro siguiente y que se ha mantenido en los mismos niveles hasta la fecha. Ahora bien, salvo que pudiera disponerse de algún otro referente externo comparable, no es posible hacer juicios valorativos de carácter cualitativo sobre la dimensión de la desigualdad en el sentido, digamos, de que pueda calificarse como alta o baja. Por otra parte, para hacer comparaciones entre diferentes escenarios, hay que tener en cuenta que el número de grupos y el tamaño de éstos sean iguales, porque ambas magnitudes afectan los valores máximos que pueden tomar los índices de Theil y Kullback-Liebler [39].

No obstante, es posible llevar a cabo transformaciones en los índices, que permiten expresarlos dentro de rangos de variación acotados y también hacer interpretaciones

aproximadas, aprovechando la propiedad de “equivalencia de entropía” [37]. Como se expone oportunamente, una de esas transformaciones proyecta las medidas crudas de desigualdad en el intervalo [0, 1], lo que las hace susceptibles de ser interpretadas de modo similar a como se hace con una probabilidad, una correlación o un porcentaje.

Es importante también llamar la atención sobre los riesgos que implica extrapolar la noción de concentración, entropía y redundancia, del ámbito económico al de la salud. Si bien, concentración de la riqueza o concentración de la carga de enfermedad (redundancia en nuestra terminología) son en apariencia términos homologables, aunque de signo contrario, no tiene el mismo significado que toda la riqueza esté concentrada en un individuo (o en un grupo) o que toda la carga de enfermedad esté concentrada en un individuo (o en un grupo) [18].

18.5.2. Propiedades

1. Los tres índices son invariantes a cambios de escala. En efecto, si se incrementa la población proporcionalmente en todos los grupos o cambia la carga total de enfermedad de modo que no se modifiquen las tasas o cargas relativas de los grupos, la desigualdad obviamente se mantiene constante y, en correspondencia, también los tres índices, como es deseable, ya que no se ha modificado la diferencia entre los grupos [35].
2. Son sensibles a cambios en cualquiera de las clases o estratos –al igual que los índices absolutos o relativos basados en la regresión- y no sólo en los grupos extremos, como los índices basados en rangos [35].
3. *La descomponibilidad*: Una de las más importantes propiedades del índice de Theil, que también comparte el de Kullback-Liebler, es que permite relacionar la desigualdad total en una población con la desigualdad atribuible a grupos sociales, mediante una relación aditiva semejante a la que caracteriza al análisis de la varianza. Si una población P se divide en k clases, es posible demostrar que:

$$\text{Theil}_{\text{TOTAL}} = \text{Theil}_{\text{entre grupos}} + \text{Theil}_{\text{dentro de grupos}}$$

En esta expresión, el término de la izquierda se refiere a la desigualdad entre todos los individuos de la población, que puede deducirse de la fórmula del índice teniendo en cuenta que cada individuo sería una clase que representa una fracción poblacional igual a $1/n$, cuando n es el tamaño de la población en cuestión.

Por otro lado, el Theil dentro de grupos puede calcularse como el promedio ponderado de los Theil de cada uno de los k grupos. Normalmente, se calculan el Theil total y el Theil entre grupos aplicando la expresión del índice, y el Theil dentro de grupos se obtiene por diferencia [39][40][41][42].

4. *La equivalencia en entropía* [35][37]: Un sistema de k clases socioeconómicas con un nivel de desigualdad dado por Z (que representa la versión transformada a escala [0,1] de cualquiera de los índices anteriores) puede homologarse con un sistema de 2 clases en el que una de las clases o estratos, que representa el $100 \cdot p\%$ de la población, padece el $100 \cdot (1-p)\%$ de la carga de enfermedad, en tanto que la otra, que representa el $100 \cdot (1-p)\%$ sólo sufre el $100 \cdot p\%$ de la carga, donde:

$$p = 1/\pi [\text{sen}^{-1}(1 - Z)^{(Z \times 0,06 + 0,6)}]$$

Esta función es aproximadamente la inversa de:

$$Z = 1 - ((1/p) - 1)^{(2p - 1)}$$

Por ejemplo, si $Z_{KL}=0,75$, entonces $p=0,13$ (Tabla 13), que corresponde a una partición en dos clases en la que el 13% de la sociedad acumula el 87% de la carga de enfermedad o muerte (o el 87% de los recursos en salud), mientras que el 87% restante acumula el 13% de la carga de enfermedad o muerte (o el 13% de los recursos en salud). Sin embargo, si $Z_{KL}=0,00$, entonces $p=0,50$ y ello equivale a la completa igualdad de una sociedad de dos clases de igual tamaño en la que cada una sufre el 50% de la carga de enfermedad o muerte o posee el 50% de los recursos. La Tabla 13 muestra varios ejemplos de esta relación de equivalencia en el sentido de la entropía.

Tabla 13.- Equivalencia en entropía y potencial de redistribución para eliminar la desigualdad.

Índice Z	Transformación p	Equivalencia en entropía		Potencial de redistribución
0	0,50	50	50	0%
		50	50	
0,14	0,36	64	36	14%
		36	64	
0,29	0,30	70	30	20%
		30	70	
0,44	0,24	76	24	26%
		24	76	
0,50	0,22	78	22	28%
		22	78	
0,56	0,20	80	20	30%
		20	80	
0,75	0,13	87	13	37%
		13	87	

Como muestra la tabla anterior, a medida que aumenta el valor de Z, la distribución se hace más desigual y su potencial de redistribución se incrementa. Un sistema de clases socioeconómicas con una desigualdad de $Z=0,56$ (Tabla 13) necesita una redistribución de 30% para eliminar la desigualdad, porque el nivel de desigualdad existente corresponde al de una distribución en que 20% de la población soporta 80% de la carga de enfermedad o muerte (o posee 80% de los recursos), mientras que el 80% restante sólo experimenta 20% de la carga de enfermedad o muerte (o posee 20% de los recursos).

18.5.3. Interpretación y aplicaciones

Los tres índices son medidas de desigualdad (redundancia). En su versión transformada, cuanto más se acerquen a 1 mayor es la desigualdad. Cuando $d_i=0$ para todo i (d_i es la diferencia entre el tamaño relativo de la población y la carga relativa de enfermedad del grupo i) los tres índices toman el valor 0, tanto en su versión original como transformada, y la carga de enfermedad en cada estrato es igual a la proporción poblacional en dicho estrato. En este caso, la entropía es máxima y la redundancia es cero.

Los tres pueden considerarse como diferentes medidas de la discrepancia entre dos distribuciones poblacionales, una de las cuales se toma como referencia y corresponde a las

frecuencias relativas de población en cada grupo o estrato. En efecto, consideremos el caso más general de dos distribuciones de probabilidad:

$$\begin{array}{c} p_1 \ p_2 \ \dots \ p_k \\ \pi_1 \ \pi_2 \ \dots \ \pi_k \end{array}$$

en donde k es el número de grupos o clases. La segunda de estas distribuciones $\{\pi_j\}$ se toma como referente, y corresponde a la proporción de casos en cada grupo ("population share"). La primera $\{p_j\}$ es la distribución proporcional de una variable cualquiera (para los economistas, el ingreso; para los salubristas y epidemiólogos, una variable de salud). Los tres índices representan distintas maneras de medir la divergencia entre estas dos distribuciones. El índice de Hoover o índice de disimilitud utiliza el valor absoluto de las diferencias; el índice de Theil, el logaritmo del cociente de ambas distribuciones, ponderado por la proporción de la variable de salud que corresponde a cada estrato, y el de Kullback-Liebler, las diferencias, ponderadas por el logaritmo de las tasas de cada grupo.

El índice de Hoover es idéntico al índice de disimilitud que describen Wagstaff y colaboradores [11], del cual Schneider y colaboradores [19] presentan una versión formalmente diferente, pero absolutamente intercambiable. A diferencia de Theil y Kullback-Liebler, sí tiene una interpretación inmediata en su expresión no transformada: la cantidad de observaciones que tendrían que redistribuirse para alcanzar la completa igualdad. Este hecho lo hace especialmente aplicable al estudio de las desigualdades en el campo de la salud, cuando éstas se refieren al acceso a servicios o a otro tipo de recursos. Como hacen notar Schneider y colaboradores [19], su aplicación al análisis de las desigualdades en salud, cuando se trata de indicadores negativos, como los clásicos de mortalidad o morbilidad, es cuestionable porque carece de sentido, tanto ético como práctico, hablar de redistribuciones de las enfermedades o las muertes.

Kullback-Liebler, y sobre todo Theil, se emplean como medidas de desigualdad en el ámbito de la economía y, recientemente, para medir desigualdades sociales en salud, con las limitaciones y reservas que ya se han comentado.

18.5.4. Manejo del submódulo

Este submódulo de Epidat 4.0 permite calcular los siguientes índices basados en el concepto de entropía:

- ⇓ Índice de Kullback-Liebler.
- ⇓ Índice de Hoover (o de disimilitud).
- ⇓ Índice de Theil.

Los datos se pueden introducir manualmente o importarlos, utilizando el asistente de datos, a partir de archivos en formato de Excel (*.xls, *.xlsx) o de OpenOffice (*.ods).

Para introducir los datos manualmente, es necesario definir el número de unidades geodemográficas y el número de variables de salud y completar, a continuación, la tabla de datos definida por el programa.

Al optar por la entrada automática se abre el asistente para la obtención de datos que permite, a través del botón "examinar", seleccionar el directorio y el archivo (OpenOffice o Excel) que contiene la tabla de valores. Es necesario recordar que Epidat 4.0 requiere que las tablas que han de importarse tengan una estructura fija. En este caso la tabla debe contener tantas filas como unidades geodemográficas y las siguientes variables:

- ⇓ Identificador de la unidad geodemográfica.

⇓ Tamaño poblacional.

⇓ Una o varias variables de salud, hasta un máximo de 750.

La variable o variables de salud deben ser tasas, y el tamaño poblacional debe referirse al denominador de dichas tasas.

Una vez cargados los datos, el programa ofrece la opción de estandarizar los índices a escala [0,1] y/o aplicar la transformación de equivalencia de entropía.

18.5.5. Ejemplos

Ejemplo 1:

El primer ejemplo, que ilustra la aplicación del índice de disimilitud de Hoover, ha sido tomado de un estudio sobre la tendencia histórica de los recursos humanos en salud en Perú [43]. La Tabla 14 contiene la población total y el número de médicos de los 25 departamentos del país en el año 1999. Los datos se encuentran en la hoja *Tabla14* del archivo ENTROPIA.xls incluido en Epidat 4.0.

Tabla 14.- Población y número de médicos de los departamentos de Perú. Año 1999.

DEPARTAMENTO	POBLACIÓN	MÉDICOS
Amazonas	391.078	124
Ancash	1.045.921	653
Apurímac	417.280	119
Arequipa	1.035.773	1.451
Ayacucho	519.315	222
Cajamarca	1.377.297	412
Callao	736.243	1.488
Cusco	1.131.061	559
Huancavelica	421.638	115
Huánuco	747.263	266
Ica	628.684	738
Junín	1.161.581	660
La Libertad	1.415.512	1.128
Lambayeque	1.050.280	791
Lima	7.204.000	13.141
Loreto	839.748	331
Madre de Dios	79.172	73
Moquegua	142.475	160
Pasco	245.651	138
Piura	1.506.716	939
Puno	1.171.838	387
San Martín	692.408	272
Tacna	261.336	263
Tumbes	83.609	122
Ucayali	394.889	156

A partir de estos datos crudos, es fácil obtener qué proporción de la población y qué proporción de los médicos corresponde a cada departamento y, de ahí, constatar que 8 de los 25 departamentos del país tienen valores negativos de la diferencia entre la proporción de médicos y la proporción poblacional. Lima, sin embargo, tiene un alto valor positivo, porque, aunque posee el 29% de toda la población del país, concentra casi el 53,2% de todos los médicos.

Para calcular el índice de Hoover con estos datos en Epidat 4.0 hay que calcular previamente la tasa de médicos por 100.000 habitantes.

Resultados con Epidat 4.0:

Entrada automática:

Archivo de trabajo: C:\Archivos de programa\Epidat 4.0\Ejemplos\Medición de desigualdades en salud\ENTROPIA.xls

Tabla: Tabla14

Variables:

Identificadores unidades geodemográficas: DEPARTAMENTO

Poblaciones: POBLACIÓN

Variables de salud: T_MEDICOS

Datos:

Número de unidades geodemográficas: 25

Número de variables de salud: 1

Resultados:

Índice	T_MEDICOS
Índice de Hoover (o de disimilitudes)	0,2942

El valor del índice de Hoover (0,29) indica que, tomando como fija la cantidad de médicos del país, se necesitaría hacer una redistribución del 29% de los médicos para lograr la máxima equidad posible en relación con este recurso humano. Este porcentaje implicaría la reubicación de 7.165 médicos en todo el país.

Ejemplo 2:

La Tabla 15 contiene los datos ficticios de un país formado por 10 provincias de las que se han recolectado estadísticas sobre la composición poblacional en relación con los nacidos vivos y las tasas de mortalidad infantil por 1.000 nacidos vivos en dos momentos del tiempo: TMI₀ se refiere a las tasas en un tiempo t₀ y TMI₁ contiene las mismas estadísticas pero bajo el supuesto de que se han reducido las tasas de mortalidad de las cuatro provincias en peor situación y que, por lo tanto, debe haberse reducido la desigualdad. Los datos se encuentran en la hoja *Tabla15* del archivo ENTROPIA.xls incluido en Epidat 4.0.

Tabla 15.- Número de nacidos vivos (NV) y tasas de mortalidad infantil (TMI) por 1.000 NV en dos momentos del tiempo en las 10 provincias de un país ficticio.

PROVINCIA	NV	TMI ₀	TMI ₁
A	2.300	26	26
B	2.500	39	39
C	1.000	50	50
D	12.000	57	57
E	550	58	58
F	10.000	59	59
G	2.400	69	61
H	1.200	73	63
I	250	78	68
J	450	109	69

Si se calculan los índices de Kullback-Liebler y de Theil, estandarizados a escala [0, 1], y se usa la transformación de equivalencia de entropía, para ambas variables de salud, se obtienen los siguientes resultados con Epidat 4.0:

Índice	TMI ₀	TMI ₁
Índice de Kullback-Liebler	0,0274	0,0203
Índice de Theil	0,0259	0,0185

Índices estandarizados a escala [0,1]

Índice	TMI ₀	TMI ₁
Índice de Kullback-Lieber	0,027	0,0201
Índice de Theil	0,0256	0,0183

Transformación de equivalencia de entropía

Índice	TMI ₀	TMI ₁
Índice de Kullback-Lieber	0,4423	0,4503
Índice de Theil	0,4439	0,4526

Nótese que se ha producido una disminución en los dos índices. La disminución es pequeña en la escala estandarizada. Transformados a la equivalencia de entropía la distribución de la primera variable de salud (TMI₁) corresponde a la de una sociedad de dos clases en la que el 44% de la población soporta el 56% de la carga de enfermedad y el 56% de la población soporta el 44% de la carga de enfermedad. Los cambios en las prevalencias en los grupos con mayores privaciones apenas se manifiestan en la escala de equivalencia de entropía.

Finalmente, observemos la distribución que muestra la Tabla 16 (archivo ENTROPIA.xls). Con respecto a la distribución de la variable de salud TMI₀, lo que ha ocurrido es una sensible disminución de las tasas de mortalidad infantil que abarca ahora, no sólo a los 4 grupos más bajos de la jerarquía socioeconómica, sino a los 7 grupos más bajos, pero de suerte que ahora las tasas intermedias de 57, 58 y 59 fallecidos por cada mil nacidos vivos se han reducido, respectivamente, a 26, 27 y 28, y esta reducción involucra a dos de los grupos

(D y F) con mayor cantidad de nacimientos. Lo que ocurre ahora es que a estos grupos (D y F) corresponde una proporción de muertes infantiles muy inferior a la proporción poblacional y, por tanto, los indicadores de desigualdad se elevan paradójicamente, a pesar de que se ha producido una notable reducción en las tasas globales de mortalidad infantil y en las de la mayoría de los grupos.

Tabla 16.- Número de nacidos vivos (NV) y tasas de mortalidad infantil (TMI) por 1.000 NV en las 10 provincias de un país ficticio.

PROVINCIA	NV	TMI ₂
A	2.300	26
B	2.500	39
C	1.000	50
D	12.000	26
E	550	27
F	10.000	28
G	2.400	61
H	1.200	63
I	250	68
J	450	69

En efecto, los resultados que se obtienen ahora con Epidat 4.0 son los siguientes:

Resultados:

Índice	TMI ₂
Índice de Kullback-Liebler	0,0579
Índice de Theil	0,0615

Índices estandarizados a escala [0,1]

Índice	TMI ₂
Índice de Kullback-Lieber	0,0562
Índice de Theil	0,0597

Transformación de equivalencia de entropía

Índice	TMI ₂
Índice de Kullback-Lieber	0,4164
Índice de Theil	0,4138

Para finalizar, es importante subrayar un aspecto clave relacionado con los índices de desigualdad, igualmente válido para los que se basan en la noción de entropía y para los que tienen por fundamento el concepto de desproporcionalidad. Se trata de la comparación en términos de desigualdad, de dos escenarios o dos situaciones diferentes dentro del mismo escenario, cuando han cambiado los niveles promedio del indicador de salud en la población. En tales situaciones la interpretación de las diferencias, y sobre todo, de los cambios, tiene que hacerse con mucha cautela.

Bibliografía

- 1 Woodward A, Kawachi I. Why reduce health inequalities? *J Epidemiol Community Health*. 2000;54:923-9.
- 2 Wagstaff A, van Doorslaer E. Income inequality and health: what does the literature tell us?. *Annu Rev Public Health*. 2000;21:543-67.
- 3 Subramanian SV, Belli P, Karachi I. The macroeconomic determinants of health. *Annu Rev Public Health*. 2002;23:287-302.
- 4 Marmot M. Does money really matter? Or is it a marker for something else? *Health Aff*. 2002;21:31-46.
- 5 Hills J. A summary of the evidence: Joseph Rowntree inquiry into income and health. Volume 2. York: Rowntree Foundation; 1995.
- 6 Greenland S, Robins J. Ecologic studies: biases, misconceptions and counterexamples. *Am J Epidemiol*. 1994;139:747-59.
- 7 Wagstaff A, van Doorslaer E. Overall versus socioeconomic health inequality: a measurement framework and two empirical illustrations. *Health Economics*. 2004;13:297-301.
- 8 Asada Y, Hedemann T. A problem with the individual approach in the WHO health inequality measurement. *Int J Equity in Health*; 2002. Disponible en: <http://www.equityhealthj.com/content/pdf/1475-9276-1-2.pdf>
- 9 Braveman P, Starfield B, Geiger HJ, Murray CJL. World health report 2000: How it removes equity from the agenda por public health monitoring and policy commentary: Comprehensive approaches are needed for full understanding. *BMJ*. 2001;323:678-81.
- 10 Houweling TAJ, Kunst AE, Mackenbach JP. World health report 2000: Inequality index and socioeconomic inequalities in mortality. *Lancet*. 2001;357:1671-2.
- 11 Wagstaff A, Paci P, van Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med*. 1991;33(5):545-57.
- 12 Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med*. 1997;44:757-71.
- 13 Ries LAG, Eisner MP, Kosary CL, Hankey BF, Miller BA, Clegg L et al. SEER Cancer Statistics Review, 1973-1999. Bethesda, MD: National Cancer Institute; 2002. Disponible en: http://seer.cancer.gov/csr/1973_1999
- 14 Mackenbach JP, Cavelaars AEJM, Kunst AE. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in Western Europe (reply). *Lancet*. 1997;350:517-58.
- 15 Vågerö D, Erikson R. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in Western Europe. *Lancet*. 1997;350:516.
- 16 Satcher D, Fryer GE, McCann J, et al. What if we were equal? A comparison of the black-white mortality gap in 1960 and 2000. *Health Affairs*. 2005;24:459-64.
- 17 Scanlan JP. Can we actually measure health disparities? *Chance*. 2006;19:47-51.
- 18 Bacallao J. Dos temas polémicos en el contexto de la medición de las desigualdades sociales en salud. *Rev Cub Salud Pública [serie en Internet]*. 2007;33(2):[aprox. 8 p.]. Disponible en: http://bvs.sld.cu/revistas/spu/vol33_3_07/spu307su.htm

- 19 Schneider MC, Castillo-Salgado C, Bacallao J, Loyola E, Mujica OJ, Vidaurre M et al. Métodos de medición de las desigualdades de salud. *Rev Panam Salud Pública*. 2002;12(6):398-415.
- 20 Keppel KG, Pearcy JN, Wagener DK. Trends in racial and ethnic-specific rates for the health status indicators: United States 1990-1998. Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics; 2002, (PHS).
- 21 Pearcy JN, Keppel KG. A summary measure of health disparity. *Public Health Rep*. 2002;117:273-80.
- 22 Borrel C, Rué M, Pasarín MI, Benach J, Kunst AE. La medición de las desigualdades en salud. *Gac Sanit*. 2000;14 (Supl. 3):20-33.
- 23 Illsley R, Baker D. Contextual variations in the meaning of health inequality. *Soc Sci Med*. 1991;32:359-65.
- 24 Illsley R, le Grand J. Regional inequalities in mortality. *J Epidemiol Comm Health*. 1993;47:444-9.
- 25 Chakravarty SR. The variance as a subgroup decomposable measure of inequality. *Soc Indic Res*. 2001;53:79-95.
- 26 Wolfson M, Rowe G. On measuring inequalities in health. *Bulletin of the World Health Organization*. 2001;79:553-60.
- 27 Gini C. Measurement of inequality of incomes. *Economic Journal*. 1921;31:124-6.
- 28 Gini C. Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri. *Atti del R. Istituto Veneto di S.S. L.L. A.A.* 1914;73:1203-48.
- 29 Silber J. Handbook of income inequality measurement. Boston: Kluwer Academic; 1999.
- 30 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;19:1001-10.
- 31 Le Grand J. Inequalities in health: The human capital approach. Welfare State Program Discussion Paper 1. London School of Economics; 1985.
- 32 Houweling TAJ, Kunst AE, Huisman M, Mackenbach JP. Using relative and absolute measures for monitoring health inequalities: experiences from cross-national analyses on maternal child health. *Int J Equity in Health* [serie en Internet]. 2007;6:15:[aprox. 9 p.]. Disponible en: <http://www.equityhealthj.com/content/6/1/15>
- 33 Pamuk E. Social-class inequalities in infant mortality in England and Wales from 1921 to 1980. *Eur J Popul*. 1988;4:1-21.
- 34 Kunst AE, Mackenbach JP. Measuring socioeconomic inequalities in health. WHO Regional Office for Europe; 1994 (document EUR/ICP/RPD 416).
- 35 Bacallao J, Castillo-Salgado C, Schneider C, Mujica OJ, Loyola E, Vidaurre M. Índices para medir las desigualdades de salud de carácter social basados en la noción de entropía. *Rev Panam Salud Pública*. 2002;12:429-35.
- 36 García Colín L. Introducción a la termodinámica clásica. México DF: Editorial Trillas; 1986.
- 37 Kluge G [página en Internet]. Entropywise equivalent societies. Disponible en: <http://ourworld.compuserve.com.homepages/SMIPP/entequiv.htm>

- 38 Conceição P, Ferreira P. The young person's guide to the Theil index: suggesting intuitive interpretations and exploring analytical applications. University of Texas Internacional Press: Working Paper No. 14; 2000.
- 39 Conceição P, Galbraith JK, Bradford P. The Theil index in sequences of nested and hierarchic grouping structures: implications for the measurement of inequality through time, with data aggregated at different levels of industrial classification. *Eastern Economic Journal*. 2000;27:61-74.
- 40 Chakravarty SR, Mukherjee D, Ranade RR. On the family of subgroup and factor decomposable measures of multidimensional poverty. *Research on Economic Inequality*. 1998;8:175-94.
- 41 Foster JE, Greer J, Thorbecke E. Notes and comments. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*. 1984;52:761-6.
- 42 Milanovic B. Measuring international and global inequality. Princeton and Oxford. Princeton University Press; 2005: 20-7.
- 43 Ministerio de Salud. Instituto de Desarrollo de Recursos Humanos. Observatorio Nacional de Recursos Humanos en Salud. Informe al país: situación y desafío de los recursos humanos en salud. Serie Bibliográfica Recursos Humanos en Salud No. 1. Lima, Perú; 2005.

Anexo 1: Criterios metodológicos y prácticos para elegir una medida de desigualdad

Con este anexo se intenta auxiliar al usuario en la elección, debidamente razonada y fundamentada, de un recurso métrico para las desigualdades, dentro de las opciones del programa. Si es exitosa, esta tentativa será útil, porque –dicho sea sin rodeos- no existe una única medida de las desigualdades que sea mejor que todas las demás y que, además, sea aplicable en todas las circunstancias [1]. Más allá de la elección de un índice, se procura también llamar la atención del usuario sobre varios puntos críticos en su interpretación y aplicación que, en general, representan otras tantas disyuntivas frente a las cuales es necesario hacer elecciones conscientes y explícitas.

Todas estas opciones pueden ser polémicas, por lo que el lector no debe esperar de este texto dictámenes o recetas categóricas, sino una argumentación que intenta ser lo más objetiva posible, y que le proporcionaría bases para identificar sus preferencias y orientar sus decisiones.

La más trascendente de todas las disyuntivas se refiere a la medición de las desigualdades totales en salud, o de las desigualdades asociadas a la condición socioeconómica. La primera alternativa implica considerar individuos como unidad de análisis; la segunda, grupos contruidos a partir de (o caracterizados por) un indicador socioeconómico. Sobre esta disyuntiva no volveremos, porque de ella se trató en el capítulo inicial y se expusieron los argumentos para elegir la segunda opción. Epidat ha sido diseñado específicamente para la medición de desigualdades sociales en salud entre unidades geodemográficas caracterizadas por uno o varios indicadores socioeconómicos, aunque incluye algunos índices que no presuponen estrictamente este formato (los que se basan en la noción de entropía, el índice de Keppel y la varianza entre grupos).

Si se asume un dominio¹³ de unidades geodemográficas, otras disyuntivas no menos importantes, al menos en un sentido operacional, son las siguientes:

1. Obtener una medida resumen única de desigualdad o medidas múltiples a partir de comparaciones de cada unidad con respecto a un referente.
2. Si se opta por la segunda alternativa, ¿qué grupo o valor de referencia se elige para el cálculo de la desigualdad?
3. En las comparaciones dos a dos, ¿calcular la diferencia o el cociente entre las tasas?
4. Medir la desigualdad en términos absolutos o relativos.
5. Si el indicador de salud es una variable binaria (e.g. enfermedad o muerte) ¿se elige el evento adverso o su complemento?
6. Tomar o no en cuenta el tamaño de las unidades.
7. Tomar en cuenta o no el ordenamiento que genera la variable socioeconómica.

A continuación se examinan por su turno cada una de las disyuntivas anteriores.

¹³ Un “dominio” es un conjunto de grupos exhaustivos y mutuamente excluyentes cuyos miembros tienen al menos una característica en común. Puede hablarse, por ejemplo, del dominio del grado de escolaridad, cuyos elementos son grupos dados por ese atributo, del dominio del género, cuyos grupos son el de los hombres y el de las mujeres, o del dominio de las provincias, municipios o departamentos, que es el caso habitual para los usuarios de Epidat.

1.- ¿Una única medida o medidas múltiples?

Esta disyuntiva se presenta cuando hay más de dos grupos. La primera opción implica obtener una sola medición global de la desigualdad sobre el dominio completo de las unidades; la segunda, $k - 1$ mediciones (k es el número de unidades) si se toma a una de las unidades como referencia, o k mediciones si se toma una referencia externa.

Aunque la segunda opción es la más común en el campo de la salud, hay varias circunstancias en las cuales la primera sería preferible, o en las que al menos es deseable emplear ambas opciones. Por ejemplo, si hay grupos extremos (tanto en un sentido positivo como negativo) es importante medir la diferencia de esos grupos con respecto a los demás, pero sin pasar por alto que esa diferencia tiende a distorsionar la magnitud global de la desigualdad. En particular, si el propósito se centra en comparar la magnitud de la desigualdad con respecto a varios indicadores de salud, entre diferentes poblaciones o a lo largo del tiempo para evaluar tendencias, es imprescindible obtener una medida global de desigualdad. Las medidas globales de desigualdad son muy atractivas para comparaciones en el tiempo porque la interpretación es siempre más sencilla cuando se basa en un simple escalar. Hay que tener en cuenta, no obstante, que el hecho de reducir la medición a una cifra única representa siempre una cierta pérdida de información.

Algunas medidas globales de desigualdad son, en algún sentido, un resumen o síntesis de las medidas individuales. Es el caso, por ejemplo, de los índices basados en disparidad. En efecto, tanto el índice de Pearcy-Keppel como la varianza entre grupos se construyen a partir de las diferencias de los grupos con respecto a un valor de referencia (que no es el mismo para los dos) promediando, en un caso el valor absoluto, y en el otro el cuadrado de dichas diferencias.

Otro criterio práctico importante en que debe basarse cualquier decisión se refiere a la posibilidad de comunicar el resultado; en este sentido, las comparaciones entre grupos o con respecto a un valor de referencia, basadas en diferencias o en cocientes de tasas, son mucho más fáciles de interpretar para los que deben tomar decisiones.

Epidat contiene los dos tipos de índices: los basados en rango y el resto de los índices que arrojan una medida simple de desigualdad. El usuario debe recordar, sin embargo, que cuando se usan los índices basados en rango, Epidat 4.0 calcula sólo medidas simples: la diferencia y el cociente de tasas (con respecto al mejor grupo de un ordenamiento basado en un indicador socioeconómico), el RAP y el RAP porcentual. **Es siempre deseable complementar los índices basados en rango con algún otro indicador de desigualdad, a escoger dentro del amplio repertorio de opciones de Epidat.**

2.- La elección de un grupo de referencia para el cálculo de la desigualdad

En relación con los índices de desigualdad basados en rango, hay varias opciones, entre las cuales Epidat incluye sólo la del grupo con la mejor situación socioeconómica. No es ésta, de hecho, la opción más común, y tampoco tal vez la más apropiada, por las razones que ya se apuntaron en el texto dedicado a este tipo de índices y que se considerarán de nuevo más adelante.

Otras alternativas son:

- ⇓ El grupo más numeroso [2]: éste es el grupo más representativo, el más típico de las características del dominio y el más estable. Sin embargo, puede haber grupos con tasas más bajas, en cuyo caso se estaría subestimando la magnitud de la desigualdad.

- ⇓ El grupo con la tasa más baja [3]: ésta es tal vez la elección más usual y la que produce siempre, por razones obvias, estimados positivos de la desigualdad. Otra de sus ventajas es que describe metas naturales a alcanzar: que todas las unidades del dominio logren reducir sus tasas a la de la mejor de las unidades. Sin embargo, si se trata de un grupo con un tamaño poblacional pequeño, su tasa puede ser poco estable y poco representativa del dominio, con lo cual probablemente se estarían estableciendo metas no realistas.
- ⇓ El mejor grupo en la jerarquía socioeconómica: ésta es la opción de Epidat que frecuentemente coincide con el grupo de la tasa más baja, si el indicador socioeconómico tiene una buena asociación lineal con el indicador de salud. Si no coincide, entonces la diferencia y el cociente de las tasas subestiman el valor de la desigualdad.
- ⇓ La media aritmética de las tasas de los grupos: es muy sensible a la existencia de unidades atípicas, y este defecto se manifiesta obviamente en comparaciones diacrónicas si estos grupos atípicos experimentan cambios sustanciales.
- ⇓ La tasa total de la población: es la referencia más estable. La tasa puede interpretarse indistintamente como la tasa promedio de todos los sujetos de la población o como la media ponderada de las tasas de todas las unidades. En Epidat, la tasa total de la población se utiliza para el cálculo de las dos modalidades (absoluta y porcentual) del riesgo atribuible poblacional.
- ⇓ Un valor externo de referencia: ésta es una opción usual y, además, razonable siempre que se hagan explícitos sus criterios de elección, que pueden ser ciertas metas elegidas por consenso, o ciertos valores contextuales. Si se hacen comparaciones de la magnitud de la desigualdad entre diferentes indicadores de salud, los valores de referencia deben elegirse con respecto al mismo criterio.

Epidat ha adoptado elecciones fijas para las referencias en el módulo de los “índices basados en rangos” y no ofrece opciones al usuario, salvo las de agrupar las unidades por cuartiles, terciles o quintiles. Dada esta opción, la tarea básica del usuario consiste en elegir un indicador socioeconómico que tenga una correlación alta con el indicador de salud. **Debido al afán explícito de Epidat de vincular el cálculo de la desigualdad a una jerarquía socioeconómica, el usuario sólo tiene que prestar atención a que el indicador socioeconómico elegido genere un buen ordenamiento. El ordenamiento óptimo es aquel para el cual los grupos extremos coincidan con los que resultan de ordenar según el indicador de salud; de otro modo, se subestimaría la magnitud de la desigualdad.** Es importante tener en cuenta este hecho, particularmente para comparaciones en el tiempo, en situaciones en las que podría no haber cambios en la distribución del indicador de salud (que deben mantener invariante la desigualdad), pero sí cambia la del indicador socioeconómico que genera la jerarquía.

3.- Calcular la diferencia o el cociente entre las tasas

Pese a que este texto no pretende –ni puede– añadir nada nuevo a lo que contiene la literatura en relación con este debate y sus implicaciones [4][5][6], vale la pena revisar y enfatizar algunas de las consideraciones ya expuestas en el módulo dedicado a los índices basados en rango, tal vez dentro de un marco de mayor generalidad.

Normalmente, la diferencia y el cociente exhiben una alta correlación positiva; es decir, si las diferencias son grandes, los cocientes también suelen serlo, y si las primeras son pequeñas, otro tanto ocurre con los segundos. Sin embargo, no siempre las correlaciones son positivas, y cuando lo son, no siempre son lineales [3]. Estas desviaciones, nada infrecuentes con

respecto al patrón ideal de correlaciones positivas, se producen sobre todo en comparaciones en el tiempo, particularmente cuando hay cambios en los valores poblacionales del indicador de salud. Éstas suelen ser, precisamente, las situaciones de mayor interés práctico en las que la aplicación de Epidat es especialmente útil. **En estos casos, es imposible formular criterios absolutos de preferencia sobre el cociente o la diferencia como medida de desigualdad**, pero es importante tener en cuenta que pueden arrojar resultados diferentes o incluso conflictivos en cuanto a su interpretación.

Supongamos un dominio A cualquiera en el que X e Y son unidades o grupos (por ejemplo, percentiles) con valores extremos de las tasas x e y, respectivamente, y tales que $x > y$.

- i. Supongamos, además, que las tasas experimentan una disminución de magnitud k ($k > 0$ y, por supuesto, $k < y < x$)¹⁴. Entonces:

- a. La diferencia entre las tasas ($x - k$ e $y - k$) se mantiene constante puesto que:

$$(x - k) - (y - k) = x - y$$

- b. El cociente entre las tasas, sin embargo, aumenta¹⁵. En efecto:

$$\frac{x - k}{y - k} \geq \frac{x}{y} \Leftrightarrow (x - k)y \geq x(y - k) \Leftrightarrow xy - yk \geq xy - xk \Leftrightarrow x \geq y$$

Por lo tanto, cualquier intervención que no priorice al grupo con peores condiciones, tiende a incrementar la desigualdad relativa.

- ii. Supongamos que se produce una intervención focalizada que produce en X una disminución absoluta de magnitud k_x y en Y una de magnitud k_y ($k_x > k_y$)¹⁶. Entonces:

- a. La diferencia entre las tasas disminuye, ya que:

$$(x - k_x) - (y - k_y) = (x - y) - (k_x - k_y) < (x - y) \text{ puesto que } k_x - k_y > 0$$

- b. El cociente entre las tasas $\frac{x - k_x}{y - k_y}$ disminuye si y sólo si $\frac{k_x}{k_y} > \frac{x}{y}$. En efecto:

$$\begin{aligned} \frac{x - k_x}{y - k_y} < \frac{x}{y} &\Leftrightarrow (x - k_x)y < x(y - k_y) \Leftrightarrow xy - k_x y < xy - k_y x \\ &\Leftrightarrow k_x y > k_y x \Leftrightarrow \frac{x}{y} < \frac{k_x}{k_y} \end{aligned}$$

Este resultado implica que para que una reducción en la tasa global produzca disminución de la desigualdad relativa, el cociente de las reducciones en el grupo con la tasa más alta y el

¹⁴ La condición $k < y < x$ es necesaria para que las tasas finales (después del cambio) $x - k$ e $y - k$ se mantengan positivas.

¹⁵ Este resultado es extremadamente importante, porque demuestra que cualquier intervención *no discriminatoria* (no focalizada) que disminuya la tasa global en la población, incrementa la desigualdad relativa.

¹⁶ O sea, la intervención se "focaliza" en el grupo con peor situación para producir en él la mayor disminución de la tasa de enfermedad.

grupo con la tasa más baja, tiene que ser superior al cociente de sus tasas respectivas. Por consiguiente, la mejoría en la salud global de la población tiende a aumentar la desigualdad a menos que se realicen intervenciones discriminatorias o focalizadas, y que éstas produzcan una disminución suficientemente mayor en el grupo con la tasa más alta.

- iii. Supongamos, por último, que se produce una intervención que da lugar a una disminución relativa de k_x en el grupo con la tasa más alta y de k_y en el grupo con la tasa más baja, y que $k_x \geq k_y$. Las nuevas tasas serán, respectivamente, $x - xk_x$, e $y - yk_y$. Entonces:
- La diferencia entre las tasas se mantiene constante sólo si $xk_x = yk_y$ ¹⁷, y disminuye sólo si $xk_x \geq yk_y$.
 - El cociente entre las tasas, por su parte se mantiene constante si $k_x = k_y$ y disminuye sólo si $k_x > k_y$.

El interés de las propiedades i-iii radica en que proporciona una guía conceptual, con un fundamento algebraico simple, para interpretar adecuadamente el significado de las dos medidas de desigualdad (diferencia y cociente) y para no confundirse con la paradoja aparente que puede generar su uso indistinto. **En particular, se quiere llamar la atención sobre el hecho de que a medida que un suceso adverso se hace más infrecuente, la diferencia y el cociente entre las tasas siguen tendencias opuestas: mientras la diferencia tiende a disminuir, el cociente tiende a aumentar [4][5][6][7].**

4.- Medir la desigualdad en términos absolutos o relativos¹⁸

Lo que esta disyuntiva plantea es el cálculo de la diferencia simple entre dos tasas, o el de dicha diferencia expresada como porcentaje o proporción de la tasa que se toma como referencia. Formalmente, si x es la tasa de interés, y r la que se usa como referencia, entonces:

$$\text{Diferencia absoluta} = x - r$$

$$\text{Diferencia relativa} = \frac{x - r}{r} \text{ ó } \frac{x - r}{r} \times 100 (\%)$$

La diferencia absoluta se mide en las mismas unidades que los términos que se comparan. Si, como es usual, se trata de tasas, la diferencia absoluta también se expresará en casos por mil, por diez mil, por cien mil, etc. La diferencia relativa, por su parte, es un número sin dimensiones, que representa una proporción o un porcentaje.

Cuando se realizan comparaciones transversales con respecto a la misma tasa de referencia, la asociación entre la diferencia absoluta y la diferencia relativa es perfecta. La identificación del grupo con la mayor diferencia con respecto al grupo de referencia (o a la tasa elegida como referencia) será idéntica, independientemente de que se elija la medida absoluta o la relativa.

¹⁷ Esta condición es equivalente a que la reducción absoluta en las tasas sea idéntica en ambos grupos.

¹⁸ En el módulo correspondiente a los índices basados en el rango, se usaron los términos “absoluto” y “relativo” para hacer referencia, respectivamente, a la diferencia y al cociente entre las tasas. Se procedió de ese modo para no generar contradicciones con la terminología de Epidat. El usuario debe reparar en que, en este capítulo final, las disyuntivas entre diferencia o cociente y entre índice relativo o absoluto se formulan como casos aparte, porque en la segunda de ellas se emplean los términos absoluto y relativo en su sentido estricto.

Sin embargo, cuando se realizan comparaciones en el tiempo, o entre áreas geográficas o entre distintos indicadores de salud, los resultados pueden diferir drásticamente según se emplee la medida absoluta o la relativa [1].

La recomendación más general es utilizar tanto la medida absoluta como la relativa. Sin embargo, en el caso de comparaciones entre distintos indicadores no es posible utilizar la medida absoluta si se trata de indicadores que no están expresados en las mismas unidades. Por ejemplo, no tendría sentido comparar desigualdades absolutas para la tasa de mortalidad materna y para el porcentaje de embarazadas con 4 o más controles prenatales, porque ambos indicadores se expresan en unidades diferentes. En estos casos, la desigualdad relativa es la única opción posible.

5.- Elegir el evento adverso o su complemento (el evento favorable)

La gran mayoría de los indicadores de salud que son objeto de análisis en el contexto de la medición de las desigualdades sociales son indicadores binarios¹⁹ para los que, en rigor, podría emplearse cualquiera de los dos sucesos complementarios que definen el recorrido de la variable que representa el indicador (morir o sobrevivir, enfermarse o no, recibir o no una vacuna, tener o no acceso a un servicio). A primera vista parecería que cualquiera de los dos sucesos podrían emplearse indistintamente para evaluar la magnitud de la desigualdad. Así sucede, en efecto, cuando se usa la diferencia de tasas y se calcula el valor absoluto de dicha diferencia.

Por ejemplo, si la tasa en el grupo X es $x \cdot 10^k$ (en donde k es la base de medición de la tasa: 2, si se trata de un porcentaje, 3 si la tasa es por mil, 4 si es por diez mil y 5 si es por cien mil) y $y \cdot 10^k$ en el grupo de referencia, entonces las tasas del evento complemento son $(1 - x) \cdot 10^k$ y $(1 - y) \cdot 10^k$, respectivamente.

La diferencia de tasas para el evento adverso es: $d_a = (x - y) \cdot 10^k$, y la diferencia de tasas para el evento complemento: $d_c = [(1-x) - (1-y)] \cdot 10^k$. Pero es claro que:

$$d_a = -d_c \text{ y que, por consiguiente, } |d_a| = |d_c|$$

Sin embargo, no ocurre lo mismo con el cociente de las tasas, ya que:

$$\frac{x \cdot 10^k}{y \cdot 10^k} \neq \frac{(1-x) \cdot 10^k}{(1-y) \cdot 10^k} \quad \text{ó} \quad \frac{x}{y} \neq \frac{1-x}{1-y}, \text{ a menos que } x=0,5$$

Más aun, algunos autores [4][6][7] recientemente han hecho notar que a medida que el evento de salud se hace más raro o, en otras palabras, a medida que las tasas disminuyen en todo el dominio que es objeto de estudio (porque disminuye la prevalencia global), tanto el cociente de las tasas del evento adverso, como el de las tasas del evento complemento crecen; pero mientras las primeras se alejan de 1, las segundas se acercan a 1. En términos de desigualdad, el primer hecho implica un incremento, en tanto que el segundo implica una disminución.

La salida más sencilla para evitar esta contradicción parece ser el empleo sistemático de una de las dos alternativas. Keppel y colaboradores [1] sugieren el evento adverso. Sin embargo, esta propuesta conduce más a evadir o disolver el dilema que a resolverlo. En ningún

¹⁹ La excepción son los indicadores continuos, como el índice de masa corporal, la tensión arterial o la talla, o los indicadores cuantitativos discretos como el número de controles prenatales o la proporción de partos institucionales.

sentido resulta evidente qué partido tomar en relación con la evaluación de la desigualdad, cuando es al mismo tiempo cierto que ésta ha aumentado en relación con la mortalidad y disminuido en relación con la supervivencia.

En Epidat, por ejemplo, al construir la base de datos, el usuario debe especificar si el indicador de salud es favorable o desfavorable (el acceso a un servicio es favorable, mientras que la mortalidad es desfavorable). **Este texto sólo pretende llamar la atención del lector sobre que es importante, al hacer comparaciones en el tiempo, verificar si ha habido o no una disminución sustancial en la prevalencia total del evento de salud porque, en tal caso, las tendencias de las medidas relativas de desigualdad, expresadas en términos de un evento o de su complemento, tienen sentidos opuestos, lo cual es un hecho de sustancia matemática que no debe interpretarse mecánicamente como expresión de un cambio en el concepto de desigualdad que los índices pretenden medir.**

6.- Tomar o no en cuenta el tamaño de las unidades

Cuando se asume una perspectiva poblacional para evaluar la desigualdad, es necesario tomar en cuenta el tamaño de las unidades, o ponderar los grupos por su tamaño, como suele decirse en un lenguaje más técnico. La Tabla 17 muestra dos distribuciones ficticias que ya fueron utilizadas como ejemplo en el capítulo dedicado a los índices basados en desproporcionalidad. Las dos son idénticas salvo por el hecho de que en la segunda las provincias A y B han permutado sus tamaños poblacionales con las provincias I y J, respectivamente. Estos cambios tienen un efecto, no sólo en la tasa global, sino en la evaluación de la desigualdad. La tasa global disminuye, porque hay un menor número de personas expuestas a las condiciones de los grupos con peores tasas, pero la desigualdad aumenta, en el sentido de la desproporcionalidad, porque la tasa de enfermedad se concentra en un menor número de personas. Dejamos al lector la tarea de razonar por qué el índice de Keppel no varía entre ambas distribuciones, y las tareas de razonar que la varianza entre grupos tiene forzosamente que variar y de comprobar que se incrementa notablemente.

Tabla 17.- Nacidos vivos (NV), necesidades básicas insatisfechas (NBI) y tasas de mortalidad infantil (TMI) por 1.000 en las 10 provincias de un país ficticio.

PROVINCIA	Distribución inicial			Redistribución de casos		
	NV	NBI	TMI	NV	NBI	TMI
A	2.300	60,3	69	250	60,3	69
B	2.500	60,1	68	450	60,1	68
C	1.000	51,9	63	1.000	51,9	63
D	12.000	51,5	61	12.000	51,5	61
E	550	46,6	58	550	46,6	58
F	10.000	41,2	57	10.000	41,2	57
G	2.400	30,0	56	2.400	30,0	56
H	1.200	21,8	50	1.200	21,8	50
I	250	15,7	39	2.300	15,7	39
J	450	13,4	26	2.500	13,4	26

El cociente y la diferencia entre las tasas, que en Epidat tomarían como referencia a la provincia J (por ser la provincia con la mejor situación socioeconómica en términos de las

necesidades básicas insatisfechas) no cambian porque, como apuntan Keppel y colaboradores [1], si el interés se centra en las unidades individuales podría pasarse por alto la ponderación. Desde nuestra perspectiva, sin embargo, ésta es una de las más importantes limitaciones de los índices basados en rango (ver capítulo dedicado a estos índices).

En términos técnicos u operacionales, algunos de los índices contenidos en Epidat están definidos de modo que la ponderación de los grupos forma parte de los algoritmos de cálculo: ello ocurre con los índices basados en desproporcionalidad y en entropía, con la varianza entre grupos (VEG), con el índice de desigualdad de la pendiente y con el índice relativo de desigualdad. Otros son, por definición, no ponderados, como la diferencia y el cociente de tasas y el índice de Keppel, y finalmente en otros puede optarse o no por la ponderación como el índice de efecto basado en regresión.

Cuando sea una opción, es preferible ponderar; en los índices que son por definición no ponderados, es importante no desentenderse del tamaño de los grupos a la hora de interpretar los resultados y de divulgarlos entre los que definen las políticas de salud.

7.- Tomar o no en cuenta el ordenamiento que genera la variable socioeconómica

Para la medición de las desigualdades sociales en salud es frecuente que se elija una variable socioeconómica (el ingreso, la educación, el vínculo ocupacional, los años de escolaridad), y que a partir de ella se construya una estratificación. Normalmente, estas variables son ordinales por naturaleza, y es lógico y deseable utilizar los índices que operan sobre dicho ordenamiento, porque de ese modo se obtienen medidas de efecto o impacto (los índices basados en regresión y los basados en rango) o medidas de asociación general entre el indicador socioeconómico y el de salud (índice de concentración).

Otro tanto podría decirse de los dominios intrínsecamente no ordinales (provincias, departamentos, o unidades geodemográficas) pero en los cuales se ha generado un ordenamiento al caracterizarlos mediante una variable socioeconómica. Epidat opera sobre este tipo de dominios y, al construir o importar bases de datos, exige al usuario la identificación de los indicadores socioeconómicos y de salud, las variables de ponderación poblacional y las unidades geodemográficas. Para el usuario es especialmente importante que la elección del indicador socioeconómico que genera la jerarquía de unidades sea el resultado de hipótesis relacionales debidamente fundamentadas o de objetivos explícitos como, por ejemplo, orientar intervenciones a partir de la revelación de desigualdades en salud que se originan o se relacionan con desigualdades socioeconómicas. En ambos casos, lo que resulta de interés no es meramente la identidad de las unidades, sino además la diferencia que induce entre ellas el indicador socioeconómico elegido, sea o no causal su relación con la variable de salud.

Epidat incluye otras medidas (el índice de Keppel, la varianza entre grupos y los índices basados en entropía) con muy buenas propiedades para la medición de la desigualdad en salud, pero que no incluyen de modo explícito²⁰ la dimensión socioeconómica, y en donde, en principio, el ordenamiento es irrelevante.

Sin dudas, cuando el propósito es medir desigualdades sociales en salud, es prácticamente de rigor tomar en cuenta el ordenamiento, porque de otro modo no es posible poner de

²⁰ Se dice que “no incluyen de modo explícito” porque el usuario tiene siempre el recurso, que en algunos módulos se ha incorporado automáticamente, de organizar sus datos según una jerarquía u ordenamiento a partir del o de los indicadores socioeconómicos que haya resuelto incluir en su análisis. Por ejemplo, puede agrupar los municipios del país o del departamento según cuantiles de ingreso o del índice de desarrollo humano, por sólo citar dos variables típicas.

manifiesto el vínculo explícito entre el indicador socioeconómico y el de salud. No obstante, si el indicador socioeconómico no consigue explicar por sí solo la desigualdad en salud, es deseable complementar la medición con uno o más de los otros índices. El usuario podría adoptar esta práctica como una rutina de análisis, interpretar cuidadosamente los resultados y luego elegir la vía más conveniente para comunicarlos a los responsables de decidir las políticas de intervención.

Aunque la versión actual de Epidat no incluye aún la opción de descomponer la desigualdad, es bueno recordar que los índices basados en entropía permiten evaluar qué parte de la desigualdad corresponde a diferencias entre grupos y qué parte a diferencias dentro de los grupos.

Bibliografía:

1. Keppel K, Pamuk E, Lynch J, et al. Methodological issues in measuring health disparities. *Vital Health Stat 2* (141). 2005.
2. U.S. Department of Health and Human Services. National healthcare disparities report. Agency for Healthcare Research and Quality. Rockville, MD. 2004. Disponible en: <http://www.qualitytools.ahrq.gov/disparitiesreport/browse/browse.aspx>
3. Keppel KG, Percy JN, Klein RJ. Measuring progress in Healthy People 2010. *Healthy People Statistical Notes* No. 25. Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics. 2004.
4. Scanlan JP. Can we actually measure health disparities? *Chance* 2006; 19: 47-51.
5. Houweling TAJ, Kunst AE, Huisman Martijn, Mackenbach JP. Using relative and absolute measures for monitoring health inequalities: experiences from cross-national analyses on maternal child health. *Int J Equity in Health* 2007; 6: 15. Disponible en: <http://www.equityhealthj.com/content/6/1/15>
6. Bacallao J. Dos temas polémicos en el contexto de la medición de las desigualdades sociales en salud. *Rev Cub Salud Pública* [serie en Internet]. 2007;33(2):[aprox. 8 p.]. Disponible en: http://bvs.sld.cu/revistas/spu/vol33_3_07/spu307su.htm
7. Scanlan JP. The perils of provocative statistics. *The Public Interest* No. 102, 1991. Washington DC.

Anexo 2: Fórmulas del módulo de medición de desigualdades en salud

Esquema del módulo

1. Índices basados en rangos
2. Índices basados en el concepto de disparidad
3. Índices basados en el concepto de desproporcionalidad
 - 3.1. Índice de Gini y curva de Lorenz
 - 3.2. Índice y curva de concentración
4. Índices basados en el modelo de regresión
 - 4.1. Índice de efecto
 - 4.2. Índices de desigualdad
5. Índices basados en el concepto de entropía

1. ÍNDICES BASADOS EN RANGOS [Mackenbach & Kunst (1997)]

Cociente de tasas extremas:

$$CT = \frac{T_{(1)}}{T_{(N)}}$$

Diferencia de tasas extremas:

$$DT = T_{(1)} - T_{(N)}$$

Riesgo atribuible poblacional:

$$RAP = T_{\text{total}} - T_{(N)}$$

Riesgo atribuible poblacional relativo:

$$RAP_R = \frac{T_{\text{total}} - T_{(N)}}{T_{\text{total}}} \times 100$$

Donde:

- N es el número de unidades geodemográficas,
- $T_{\text{total}} = \sum_{i=1}^N W_i T_i$,
 - $W_i = \frac{n_i}{n}$ es el tamaño relativo de la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
 - n_i es la población de la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
 - $n = \sum_{j=1}^N n_j$ es el tamaño total de la población,
 - T_i es la variable de salud de la i-ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
- $T_{(i)}$ es la variable de salud de la unidad geodemográfica que ocupa la i-ésima posición, $i=1, \dots, N$, después de haber sido ordenadas por la variable de salud o por la variable socioeconómica.

2. ÍNDICES BASADOS EN EL CONCEPTO DE DISPARIDAD

Índice de Pearcy-Keppel [Pearcy & Keppel (2002)]:

$$I_{PK} = \frac{\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |T_i - T_{ref}| \right)}{T_{ref}}$$

Variante del índice de Pearcy-Keppel [Pearcy & Keppel (2002)]:

$$I_{PK}^* = \sum_{i=1}^N W_i |T_i - T_{ref}|$$

Varianza entre grupos [Bacallao (2007)]:

$$VEG = \sum_{i=1}^N W_i (T_i - T_{total})^2$$

Variante de la varianza entre grupos [Bacallao (2007)]:

$$VEG^* = \frac{VEG}{T_{total}}$$

Donde:

- N es el número de unidades geodemográficas,
- T_i es la variable de salud de la i-ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
- T_{ref} es el valor de referencia de la variable de salud: mínimo ($\min\{T_i, i=1, \dots, N\}$), máximo ($\max\{T_i, i=1, \dots, N\}$) o valor definido por el usuario,
- $T_{total} = \sum_{i=1}^N W_i T_i$,
 - $W_i = \frac{n_i}{n}$ es el tamaño relativo de la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
 - n_i es la población de la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
 - $n = \sum_{i=1}^N n_i$ es el tamaño total de la población.

3.1. ÍNDICES BASADOS EN EL CONCEPTO DE DESPROPORCIONALIDAD. ÍNDICE DE GINI Y CURVA DE LORENZ

Índice de Gini (fórmula de Fuller) [O'Donnell (2008, p. 98)]:

$$I_G = \left| \sum_{i=1}^{N-1} (Y_{i+1}X_i - Y_iX_{i+1}) \right|$$

Índice de Gini suavizado (integración):

$$I_{GS} = \left| 0,02 \sum_{i=1}^{101} (Z_i - f(Z_i, c_{opt})) \right|$$

Donde:

- N es el número de unidades geodemográficas,
- $X_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^i n_j$ es la proporción acumulada de población hasta la i-ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
 - n_i es la población de la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
 - $n = \sum_{j=1}^N n_j$ es el tamaño total de la población,
- $Y_i = \frac{1}{C} \sum_{j=1}^i C_j$ es la proporción acumulada de casos hasta la i-ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
 - $C_j = n_j T_j$ es el número de casos de la j-ésima unidad, $j=1, \dots, N$,
 - $C = \sum_{j=1}^N C_j$ es el número total de casos,
 - T_j es la variable de salud de la j-ésima unidad, $j=1, \dots, N$,
- $Z_i = (i - 1)/100$ con $i=1, \dots, 101$,
- $f(x, c) = \frac{\exp\left(\frac{x}{c-x}\right) - 1}{\exp\left(\frac{1}{c-1}\right) - 1}$,

- c_{opt} es la constante óptima, calculada por el método del gradiente [Bertsekas (1995, p. 19-22)].

3.2. ÍNDICES BASADOS EN EL CONCEPTO DE DESPROPORCIONALIDAD. ÍNDICE Y CURVA DE CONCENTRACIÓN

Índice de concentración (fórmula de Fuller) [O'Donnell (2008, p. 98)]:

$$I_C = \sum_{i=1}^{N-1} (Y_{i+1}X_i - Y_iX_{i+1})$$

Índice de concentración suavizado (integración):

$$I_{CS} = 0,02 \sum_{i=1}^{101} (Z_i - f(Z_i, c_{opt}))$$

Donde:

- N es el número de unidades geodemográficas,
- $X_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^i n_j$ es la proporción acumulada de población hasta la i -ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
 - n_i es la población de la i -ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
 - $n = \sum_{j=1}^N n_j$ es el tamaño total de la población,
- $Y_i = \frac{1}{C} \sum_{j=1}^i C_j$ es la proporción acumulada de casos hasta la i -ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
 - $C_j = n_j T_j$ es el número de casos de la j -ésima unidad, $j=1, \dots, N$,
 - $C = \sum_{j=1}^N C_j$ es el número total de casos,
 - T_j es la variable de salud de la j -ésima unidad, $j=1, \dots, N$,
- $Z_i = (i - 1) / 100$ con $i=1, \dots, 101$,

- $$f(x, c) = \frac{\exp\left(\frac{x}{c-x}\right) - 1}{\exp\left(\frac{1}{c-1}\right) - 1},$$
- c_{opt} es la constante óptima, calculada por el método del gradiente [Bertsekas (1995, p. 19-22)].

4.1. ÍNDICES BASADOS EN EL MODELO DE REGRESIÓN. ÍNDICE DE EFECTO

Índice de efecto [Schneider (2002)]:

$$b = \frac{\sum_{i=1}^N W_i (e_i - \bar{e})(T_i - \bar{T})}{\sum_{i=1}^N W_i (e_i - \bar{e})^2}$$

b es la pendiente de la recta de regresión: $T_i = a + be_i + \varepsilon_i$, ajustada por el método de mínimos cuadrados ponderados (por el tamaño de cada unidad geodemográfica).

Donde:

- N es el número de unidades geodemográficas,
- T_i es la variable de salud de la i -ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
- e_i es la variable socioeconómica de la i -ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
- $W_i = \frac{n_i}{n}$ es el tamaño relativo de la i -ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
 - n_i es la población de la i -ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
 - $n = \sum_{i=1}^N n_i$ es el tamaño total de la población,
- $\bar{T} = \sum_{i=1}^N W_i T_i$ y $\bar{e} = \sum_{i=1}^N W_i e_i$.

4.2. ÍNDICES BASADOS EN EL MODELO DE REGRESIÓN. ÍNDICES DE DESIGUALDAD

Índice de desigualdad de la pendiente [Wagstaff (1991); Borrell (2000)]:

$$b = \frac{\sum_{i=1}^N (r_i - \bar{r})(T_i - \bar{T})}{\sum_{i=1}^N (r_i - \bar{r})^2}$$

b es la pendiente de la recta de regresión: $T_i = a + br_i + \varepsilon_i$, ajustada por el método de mínimos cuadrados ordinarios.

Índice relativo de desigualdad de Pamuk [Wagstaff (1991); Borrell (2000)]:

$$IRD_{\text{Pamuk}} = \frac{b}{T_{\text{total}}}$$

Índice relativo de desigualdad de Kunst y Mackenbach [Mackenbach & Kunst (1997)]:

$$IRD_{\text{KM}} = 1 + \frac{|b|}{T_{\text{límite}}}$$

Índice relativo de desigualdad acotado [Bacallao (2007)]:

$$IRD_{\text{ACOT}} = \frac{T_{\text{peor}}}{T_{\text{mejor}}}$$

Donde:

- N es el número de unidades geodemográficas,
- T_i es la variable de salud de la i-ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
- $r_i = \text{ridit}_i = \frac{N_{i-1} + \frac{n_i}{2}}{n}$ es la posición relativa del individuo central de la i-ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
- $N_i = \sum_{j=1}^i n_j$ es la población acumulada hasta la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
- $N_0=0$,

- n_i es la población de la i -ésima unidad, $i=1,\dots,N$,
- $n = \sum_{i=1}^N n_i$ es el tamaño total de la población,
- $\bar{T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N T_i$ y $\bar{r} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_i$,
- $T_{\text{total}} = \sum_{i=1}^N W_i T_i$,
- $W_i = \frac{n_i}{n}$ es el tamaño relativo de la i -ésima unidad, $i=1,\dots,N$,
- $T_{\text{límite}} = \bar{T} + b(1 - \bar{r})$,
- $T_{\text{peor}} = \bar{T} + b(r_1 - \bar{r})$,
- $T_{\text{mejor}} = \bar{T} + b(r_N - \bar{r})$.

5. ÍNDICES BASADOS EN EL CONCEPTO DE ENTROPÍA

Índice de Kullback-Liebler [Bacallao (2002)]:

$$R_{\text{KL}} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N d_i \ln(u_i)$$

Índice de Hoover (o de disimilitudes) [Wagstaff (1991)]:

$$R_{\text{H}} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N |d_i|$$

Índice de Theil [Conceição & Ferreira (2000)]:

$$R_{\text{T}} = \sum_{i=1}^N \varepsilon_i \ln\left(\frac{\varepsilon_i}{P_i}\right)$$

Estandarización a escala [0,1] del índice R (Kullback-Liebler, Hoover, Theil) [Bacallao (2002)]:

$$Z = 1 - \exp(-R)$$

Transformación de equivalencia de entropía del índice Z (Kullback-Liebler, Hoover, Theil)
[Bacallao (2002)]:

$$p = \frac{1}{\pi} \left[\arcsen \left((1 - Z)^{(0,06Z+0,6)} \right) \right]$$

Donde:

- N es el número de unidades geodemográficas,
- $d_i = \varepsilon_i - P_i$,
- $\varepsilon_i = \frac{C_i}{C}$ es la proporción de casos de la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
- $C_i = n_i T_i$ es el número de casos de la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
- $C = \sum_{i=1}^N C_i$ es el número total de casos,
- $P_i = \frac{n_i}{n}$ es la proporción de población de la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
- n_i es la población de la i-ésima unidad, $i=1, \dots, N$,
- $n = \sum_{i=1}^N n_i$ es el tamaño total de la población,
- T_i es la variable de salud de la i-ésima unidad geodemográfica, $i=1, \dots, N$,
- $u_i = \frac{C_i}{n_i}$.

Bibliografía

- Bacallao J. Indicadores basados en la noción de entropía para la medición de las desigualdades sociales en salud. Rev Cubana Salud Pública [serie en Internet]. 2007;33(4):[aprox. 12 p.]. Disponible en:
http://bvs.sld.cu/revistas/spu/vol33_4_07/spu07407.html
- Bacallao J, Castillo-Salgado C, Schneider MC, Mujica OJ, Loyola E, Vidaurre M. Índices para medir las desigualdades de salud de carácter social basados en la noción de entropía. Rev Panam Salud Publica. 2002;12:429-35.
- Bertsekas DP. Nonlinear programming. Belmont (Massachusetts): Athena Scientific; 1995.
- Borrell C, Rué M, Pasarín MI, Benach J, Kunst AE. La medición de las desigualdades en salud. Gac Sanit. 2000;14(Supl. 3):20-33.
- Conceição P, Ferreira P. The young person's guide to the Theil index: suggesting intuitive interpretations and exploring analytical applications. University of Texas International Press: Working Paper No. 14; 2000.
- Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. Soc Sci Med. 1997;44:757-71.
- O'Donnell O, van Doorslaer E, Wagstaff A, Lindelow M. Analyzing health equity using household survey data: a guide to techniques and their implementation. Washington DC, USA: The World Bank; 2008.
- Pearcy JN, Keppel KG. A summary measure of health disparity. Public Health Rep. 2002;117:273-80.
- Schneider MC, Castillo-Salgado C, Bacallao J, Loyola E, Mujica OJ, Vidaurre M et al. Métodos de medición de las desigualdades de salud. Rev Panam Salud Publica. 2002;12(6):398-415.
- Wagstaff A, Paci P, van Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. Soc Sci Med. 1991;33(5):545-57.