

## ANEXO 2

### ASPECTOS METODOLÓGICOS BÁSICOS

Como se expresa en el texto del informe (nota a pie de página “b”), en este anexo se explican las medidas o procedimientos de análisis utilizados con el fin de que puedan ser mejor interpretados <sup>a</sup>, sin pretender una explicación exhaustiva; cuando es apropiado se dan referencias para los interesados en profundizar en el asunto. Las medidas y procedimientos se presentan, en líneas generales, en el orden en que a ellas se hace referencia en el informe.

- La **mediana** de un conjunto de valores se define como aquel que divide a la serie ordenada en forma creciente en dos partes iguales. Es decir, por debajo y por encima del valor de la mediana hay igual número de observaciones. Por ejemplo, si para un conjunto de 15 municipios la mediana del porcentaje de puerperas que no reciben atención por personal competente es 35%, 7 municipios tienen un porcentaje superior a 35%, e igual número de municipios por debajo de 35%. La ventaja de la mediana sobre la media aritmética (habitualmente conocida como “promedio”) es que no se afecta por valores extremos de la serie. Para la obtención en forma manual de la mediana de un conjunto de valores, inicialmente se ordenan en forma creciente; si es un número impar de observaciones, el valor que ocupa la posición central es la mediana, de haber un número par de observaciones, la mediana es la semisuma de los dos valores centrales. A través del programa Excel, mediante varias formas, se puede calcular la mediana de un conjunto de valores.
- La **Curva de Lorenz** hace posible identificar para un conjunto de territorios las desigualdades de la distribución de un cierto evento de acuerdo a la distribución de la población de referencia al compararla con la distribución uniforme o de igualdad. En la curva se representan los porcentajes acumulados de población (en el eje X) con los porcentajes acumulados de la variable considerada (en el eje Y), y en tanto mayor es el área entre la Curva de Lorenz y la línea de igualdad, mayor es la desigualdad en la distribución. Cuando la variable es “positiva”, por ejemplo, “porcentaje de cobertura en el primer y segundo nivel de atención médica”, la curva se sitúa por debajo de la línea de igualdad, mientras que si la variable es “negativa”, como la “tasa de mortalidad infantil”, la curva se ubica por encima de la línea diagonal de igualdad.
- El **Coefficiente Gini** es una función del área entre la Curva de Lorenz y la línea de igualdad. Puede asumir valores entre 0 y 1, más alto en tanto mayor es la desigualdad del evento considerado en la población subyacente. Digamos, si para los municipios de un área de salud el Coeficiente Gini para la cobertura de médicos por habitante y la cobertura de estomatólogos habitante resultan ser 0.237 y 0.470, respectivamente, puede decirse que entre los municipios del área de salud la cobertura de estomatólogos de acuerdo a la población a atender es más desigual

---

<sup>a</sup> Se basa esencialmente este anexo en la monografía “Medición de las desigualdades en salud” en elaboración por el Dr. Cándido López Pardo. Se ruega emplearlo sólo a estos efectos.

que la distribución de médicos; pudiera asimismo afirmarse que la distribución de los estomatólogos es doblemente desigual que la distribución de los médicos de acuerdo a la población objeto de atención en cada municipio. Tanto el valor del Coeficiente Gini, como la Curva de Lorenz, pueden obtenerse mediante el programa EPIDAT 3.1 <sup>b</sup>.

- El **Índice de Disimilitud** cuantifica qué porcentaje (en su versión relativa) o qué número absoluto (en su versión absoluta) de “casos” tiene que ser redistribuido para lograr la misma “tasa” en todos los grupos socioeconómicos o cualquier otra distribución que se haga de las observaciones, por ejemplo, por municipios. El valor del índice relativo es más alto en tanto mayor es la desigualdad del evento entre los grupos tenidos en cuenta. Si bien se emplea para redistribuir casos de una enfermedad, como ha sido expresado <sup>1</sup>, su aplicación es dudosa para analizar desigualdades en la mortalidad o la morbilidad, porque carece de sentido práctico y ético redistribuir las defunciones o los casos de una enfermedad. Si, por ejemplo, para un área de salud que consta de cierto número de municipios se halla para el indicador “personal de salud por 10000 habitantes” un Índice de Disimilitud absoluto de 41 y relativo de 43.5%, debe interpretarse que del total de personal de salud disponible en el área de salud (94) habría que redistribuir entre los municipios el 43.5% de ellos (41 trabajadores) para lograr una perfecta distribución equitativa del personal de salud de acuerdo a las poblaciones a atender en cada municipio. El cálculo del índice absoluto y relativo puede realizarse a través del programa EPIDAT 3.1.
- El **método de Grimson** propuesto a principios de la década del 80 del pasado siglo <sup>2</sup> puede ser considerado como una prueba de hipótesis <sup>c</sup> que permite determinar si existe una agrupación de territorios, más allá de lo que el azar puede explicar, con valores de un determinado indicador que sobrepasa un cierto valor crítico. La prueba se basa en la comparación del número observado de fronteras adyacentes compartidas por los territorios con valores superiores al valor crítico – llamémosle áreas de riesgo - con una cifra esperada, asumiendo que las áreas de riesgo están distribuidas aleatoriamente dentro de la región. Cuando se descubre una agrupación significativa de territorios se dice que existe un cluster en el espacio. Considerando las hipótesis,  $H_0$  y  $H_1$ , expresadas como
  - $H_0$  : La distribución de territorios con tasas “altas” (o áreas de riesgo) es aleatoria.
  - $H_1$  : La distribución de territorios con tasas “altas” (o áreas de riesgo) no es aleatoriao bien, de igual manera
  - $H_0$  : No existe un cluster en el espacio dado el criterio definido como “alto” del indicador

---

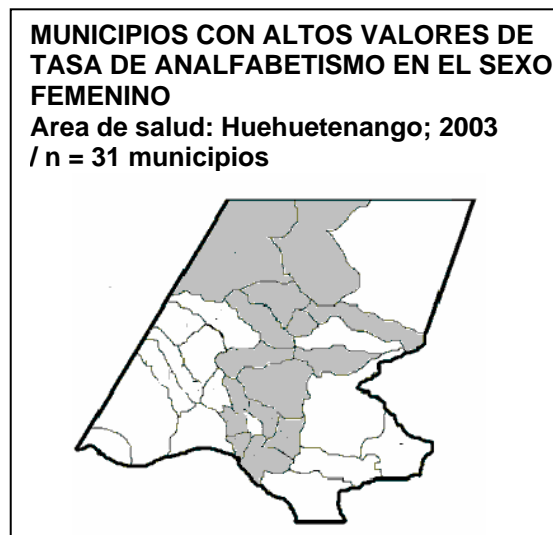
<sup>b</sup> La versión 3.1 de EPIDAT es de reciente elaboración, en la que se corrigen algunos errores que presentó la versión 3.0. Los procedimientos mencionados en este documento también pueden ejecutarse con la versión 3.0.

<sup>c</sup> Véase nota (a) al final del documento donde se examina el concepto de “pruebas de hipótesis” y aspectos asociados.

$H_1$  : Existe un cluster en el espacio dado el criterio definido como “alto” del indicador.

se puede rechazar  $H_0$  para un nivel de significación  $\alpha$  si el valor de  $p$  asociado al estadístico de prueba de esta dócima es menor que  $\alpha$ . Este procedimiento puede ejecutarse mediante los programas EPIDAT 3.1 y CLUSTER 3.1.

En el mapa se ilustra un cluster de municipios con valores altos de la tasa de analfabetismo en el sexo femenino en el área de salud de Huehuetenango, considerando como valores altos aquellos superiores a la mediana del porcentaje de población femenina analfabeta entre los 31 municipios del área de salud (54.1%) en el año 2003. El valor hallado de  $p$  en la prueba de Grimson es de 0.012.



- El **método Texas** fue creado con el propósito de monitorizar la aparición de problemas de salud asociados a la presencia de factores ambientales <sup>3</sup>. El procedimiento ya aplicado a la construcción de un canal endémico, según lo proponen Ramírez y López <sup>4</sup>, se basa en el establecimiento para cada unidad de tiempo del período de observación, digamos meses de un determinado año, de un “nivel de alerta” ( $C_1$ ) y de un “nivel de acción” ( $C_2$ ). Los valores de  $C_1$  y de  $C_2$  se pueden obtener mediante el programa CLUSTER 3.1. La unión de los puntos  $C_1$  definen un “umbral de alerta”, y la de los puntos  $C_2$  un “umbral de acción”. De esta manera, el gráfico queda estructurado en 3 zonas: por encima del umbral de acción, entre el umbral de acción y el umbral de alerta, y por debajo del umbral de alerta. Una vez en uso el gráfico, se calcula para cada momento de evaluación la razón  $R_i$  entre los valores observados  $O_i$  y los esperados  $E_i$  y se determina si el valor  $R_i$  se encuentra en la zona de “normalidad”, de “alerta” o de acción”.

- Los valores esperados  $E_i$  para aplicar el método Texas pueden obtenerse mediante el **procedimiento de alisamiento exponencial** de aplicación cuando las series no son muy “regulares”. A diferencia del método de los mínimos cuadrados – aplicable a series muy regulares – que se utiliza en el análisis de series históricas extrapolando su uso del análisis de regresión, las técnicas de alisamiento exponencial están específicamente diseñadas para emplearse en el análisis de series de tiempo. De los diversos procedimientos existentes a los efectos de estimación como los que nos concierne, en series con tendencia y con estacionalidad, el más útil es el alisamiento exponencial con 3 parámetros. El programa EViews, entre otros, resulta útil para ejecutar este procedimiento.
- La **prueba de Nemenyi** <sup>5</sup> es una prueba de hipótesis de las llamadas “no paramétricas” o de “distribución libre” si bien ninguno de estos términos pareciera dar una descripción totalmente satisfactoria de a qué se refieren, Se inscribe en el grupo de pruebas de comparaciones múltiples o de comparación “a posteriori”, es decir, aquellas que se realizan después de que se ha ejecutado otra prueba global previamente. Considerando que se tienen  $k$  muestras ( $k \geq 3$ ) que provienen de igual número de poblaciones, el proceder es el siguiente:
  - primero: se realiza la prueba de Kruskal-Wallis y se determina si las  $k$  poblaciones tienen o no igual media, lo que sería la Hipótesis Nula <sup>6</sup>
  - segundo: si se rechaza la Hipótesis Nula, es decir, se llegara a la conclusión de que al menos una media poblacional difiere de las restantes, se pasa a realizar la prueba de Nemenyi para determinar entre que pares de muestras existe una diferencia significativa de sus medias aritméticas.
- El **Coefficiente Phi** es una medida derivada del valor del estadístico de prueba Ji-cuadrado, pero independiente del número de observaciones. Valores cercanos a 0 indican escasa asociación entre las dos variables consideradas, en tanto valores próximos al valor modular de 1 indican una alta asociación. Sólo en el caso de una tabla 2 x 2 (2 variables con 2 categorías cada una) el coeficiente puede tomar valores entre  $-1$  y  $1$  <sup>7 8</sup>. El cálculo del Coeficiente Phi y de su significación puede realizarse a través del programa SPSS.
- Un **intervalo de confianza** es un recorrido de valores obtenidos a partir de una muestra en el cual se espera con cierta confianza que se encuentre el valor del parámetro (valor poblacional). En trabajos recientes <sup>9</sup> se alerta sobre el error bastante común en la interpretación de los intervalos de confianza. Un intervalo de confianza indica que si un investigador repitiera su estudio en las mismas condiciones con distintas muestras aleatorias, una determinada proporción de veces, digamos 95 de cada 100 veces, obtendría intervalos que contendrían el verdadero valor del parámetro, y a tenor con la misma magnitud previamente dada, 5 de cada 100 veces obtendría intervalos que no lo tendrían. Es decir, se puede tener gran confianza que el intervalo resultante abarca el valor del parámetro, lo que no equivale a decir – y en ello consiste el error – que hay una probabilidad o certeza, por ejemplo, del 95%, que el verdadero valor del parámetro se halla en el intervalo obtenido. Por otro lado, tiene sentido construir un intervalo de confianza, o realizar una prueba de hipótesis, si consideramos que el conjunto de municipios, o cualquier otra unidad de observación estudiada, es una muestra de todos los

posibles municipios a los cuales se pueden inferir los resultados. De interesar sólo los resultados para el conjunto de unidades estudiadas carece de sentido preocuparse por construir un intervalo de confianza, o ejecutar una prueba de hipótesis.

- La **prueba Ji-cuadrado de asociación** es una prueba de hipótesis que posibilita determinar si existe o no una asociación estadísticamente significativa entre dos variables que pueden ser o no dicotómicas. Por ejemplo, para un conjunto de municipios en estudio una variable pudiera ser “se ha establecido mecanismos de alerta epidemiológica” con 2 categorías, “sí” y “no”, y la otra “ha ocurrido un brote de fiebre tifoidea”, asimismo con 2 categorías, “sí” y “no”. Luego, la prueba Ji-cuadrado determinaría si existe una asociación estadísticamente significativa entre establecer o no mecanismos de alerta epidemiológica, y ocurrir o no un brote de fiebre tifoidea en el municipio. De igual manera, los resultados de la prueba Ji-cuadrado permiten determinar si un determinado Riesgo Relativo (para el ejemplo dado, el Riesgo Relativo a ocurrir un brote de fiebre tifoidea en los municipios que no han establecido mecanismos de alerta epidemiológica comparado con los municipios que sí lo han establecido) es o no “significativo”, es decir, no se atribuye al azar. Al igual que en otras pruebas de hipótesis, si el valor de  $p$  asociado al estadístico de prueba Ji-cuadrado es menor que el nivel de significación  $\alpha$  establecido, se puede declarar estadísticamente significativa la asociación hallada entre las variables, o que es significativo el Riesgo Relativo encontrado. En el caso del Riesgo Relativo, debe prestarse atención a su valor (superior o inferior a 1) pues puede obtenerse una asociación significativa en sentido contrario al esperado de acuerdo al factor de riesgo considerado; en el ejemplo, no haber establecido mecanismos de alerta epidemiológica. La corrección de Yates se utiliza para incrementar la precisión en los resultados en tablas 2 x 2 (dos variables, ambas dicotómicas), esencialmente cuando los valores en las celdas son pequeños. Si bien algunos consideran que tal corrección tiende a emplearse menos ahora que antes porque aparentemente no mejora la precisión tanto como se creía <sup>10</sup>, otros son del pensar que en tablas 2 x 2 debe siempre utilizarse <sup>11</sup>. Si bien varios programas son útiles para la obtención del valor del estadístico de prueba Ji-cuadrado y el valor de  $p$ , se recomienda el empleo del programa EPIDAT 3.1 por su vínculo con los resultados del Riesgo Relativo y otros procedimientos útiles en epidemiología. El uso de este proceder inferencial se justifica, como anteriormente se expresó, si se asume que el conjunto de unidades observadas es una muestra de todas las posibles unidades a las cuales se pueden generalizar los resultados.
- La **prueba U de Mann-Whitney** es la homóloga no paramétrica de la prueba  $t$  para dos muestras independientes (conocida frecuentemente como prueba  $t$  de Student), y se recomienda utilizar cuando no se cumplen los supuestos para hacer la prueba  $t$ , mas aun cuando las muestras son pequeñas. Si bien las hipótesis que se ponen a prueba no son estrictamente las mismas que con la prueba  $t$ , a los efectos prácticos pudieran plantearse las mismas hipótesis <sup>12</sup>, es decir,

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 \text{ vs. } H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$$

o bien  $H_0 : \mu_1 \leq \mu_2 \text{ vs. } H_1 : \mu_1 > \mu_2$

o bien  $H_0 : \mu_1 \geq \mu_2 \text{ vs. } H_1 : \mu_1 < \mu_2$

de acuerdo al interés del análisis, siendo  $\mu_1$  y  $\mu_2$  las medias aritméticas de las respectivas poblaciones de las cuales se han extraído las muestras. La ejecución de esta prueba puede realizarse utilizando el programa SPSS.

- El objetivo del **análisis de regresión** es establecer una función – usualmente llamada ecuación de predicción o ecuación de regresión – que permita estimar el valor de una variable (dependiente) en función de otras variables (independientes). La ecuación se construye basado en un conjunto de observaciones en las que se registró el valor de la variable dependiente y de las independientes. El análisis se conoce como de regresión simple cuando hay una sola variable independiente, y como de regresión múltiple cuando son dos o más las variables independientes. A su vez, en el análisis de regresión simple la relación que existe entre las variables puede ser “lineal” – es decir, se puede resumir a través de una recta del tipo

$\hat{y} = b_0 + b_1 x$ , donde  $\hat{y}$  es el valor estimado de la variable dependiente a través de la ecuación, en función del valor que toma  $x$ ,  $b_0$  es el intercepto de la ecuación y  $b_1$  es la pendiente – o puede presentar una relación no lineal, como por ejemplo,

$\hat{y} = b_0 + b_1 x^2$ . Habitualmente entre las diversas transformaciones que puede tomar la variable independiente (digamos,  $x$ ,  $x^2$ ,  $x^{1/2}$ ,  $\ln x$ ,  $1/x$ ) se selecciona aquella que muestre el mayor Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ).  $R^2$  es una medida de la precisión de las estimaciones, y puede adoptar valores entre 0 y 1, o entre 0% y 100%, más alto en tanto mayor es la precisión. Mide cuánto la variación de la variable dependiente se explica por la variabilidad de las variables independientes<sup>13</sup>. En el análisis realizado, con el fin de simplificarlo, se considera sólo relaciones lineales entre las variables. En términos no absolutamente formales, pero más comprensibles a los efectos de la presente discusión, la prueba F vinculada al análisis de regresión docima las siguientes hipótesis:

$H_0$  : la ecuación obtenida no es válida para estimar la variable dependiente en función de la(s) variable(s) independiente(s) considerada(s)

$H_1$  : la ecuación obtenida es válida para estimar la variable dependiente en función de la(s) variable(s) independiente(s) considerada(s)

La hipótesis  $H_0$  puede rechazarse si el valor de  $p$  es menor que el valor prefijado de nivel de significación  $\alpha$ . El análisis de regresión simple o múltiple puede realizarse mediante diversos programas; uno particularmente útil es EViews.

- Para un conjunto de territorios agrupados en estratos de un cierto indicador de un determinante de la salud (digamos, el “porcentaje de población viviendo por debajo de la línea de pobreza”) y para un indicador del estado de salud de la población (por ejemplo, la “razón de mortalidad materna”) sea
  - $t_0$  : el valor observado del indicador del estado de salud de la población para el estrato de mejor condición del determinante
  - $t_G$  : el valor del indicador del estado de salud de la población para el conjunto de todos los territorios

El **Riesgo Atribuible Poblacional** global ( $RAP_{GLOBAL}$ ) viene dado por

$$RAP_{GLOBAL} = [ (t_g - t_0) / t_g ] \times 100$$

que se interpreta como qué porcentaje menor fuera el valor global del indicador del estado de salud si todos los estratos experimentaran el riesgo del estrato de mejor condición del determinante<sup>14</sup>. Por otra parte, el Riesgo Atribuible Poblacional para un estrato cualquiera - en general, el j-ésimo estrato - ( $RAP_j$ ) viene dado por

$$RAP_j = [ (t_j - t_0) / t_j ] \times 100$$

donde  $t_0$  denota la tasa del indicador del estado de salud en el estrato de mejor condición del determinante y  $t_j$  la tasa para el estrato en cuestión, y se interpreta como qué porcentaje menor fuera el valor del indicador para el estrato en particular si experimentara el riesgo del estrato de mejor condición del determinante<sup>1</sup>. El número de casos o defunciones evitables, global o para cada estrato, se obtiene mediante la relación **[(RAP x número de casos o defunciones)/100]**. Salvo ajustes de redondeo de las cifras, la suma del número de casos o defunciones evitables en cada estrato debe ser igual al número de casos o defunciones evitables globalmente.

- El **índice INQUIS** es de los que se inscriben como índices sintéticos, es decir, aquellos que resumen indicadores simples. Fue propuesto<sup>15 16</sup> para la medición de las desigualdades en salud entre países, o en cualquier otra escala de los territorios. El índice queda integrado por diversos indicadores seleccionados a partir de un conjunto mayor de indicadores considerados. La selección de los indicadores se realiza a partir de un indicador que se entiende que no debe dejar de formar parte del índice, procediéndose a la incorporación de otros indicadores sustentados en reglas de decisión que identifican indicadores “distantes” e “inacorrelacionados”. La selección del indicador de partida puede hacerse por diversos criterios, por ejemplo, el que se considere más relevante entre los indicadores considerados, o aquel con mayor capacidad discriminatoria cuantificada por el coeficiente de variación. Debe tenerse en cuenta que la selección de distintos indicadores de inicio producirán resultados que pueden ser divergentes; sin embargo, si el método es suficientemente robusto deberán obtenerse resultados consistentes<sup>17</sup>. Puede haber una matriz única de indicadores, o el proceso de diseño del índice puede radicar en la selección parcial de indicadores de diversa índole, como se hizo en la construcción del índice para los municipios las áreas de salud. El programa EPIDAT 3.1 posibilita calcular este índice para todos los territorios seleccionando los indicadores que lo integran.

Notas:

- (a) La manera de abordar el concepto de “pruebas de hipótesis”, y las formas de realizarlas, puede hacerse con diversos grados de complejidad; aquí se hará de una forma relativamente simple. Una prueba de hipótesis puede ser vista como un procedimiento en el cual se plantean dos hipótesis mutuamente excluyentes y exhaustivas; una de ellas se conoce como Hipótesis Nula (y se simboliza por  $H_0$ ) y la otra como Hipótesis Alternativa (simbolizada por  $H_1$ ). Las pruebas de hipótesis están diseñadas para rechazar o no la Hipótesis Nula, y de rechazarse, se aceptaría lo expuesto por la Hipótesis Alternativa. Siempre estas hipótesis se refieren a algo que ocurre en la población - por ejemplo,  $H_0 : P \leq 0.15$  (la proporción poblacional de

obesos es menor o igual que 0.15, y  $H_1 : P > 0.15$  (la proporción poblacional de obesos es mayor que 0.15) – y se llega a una conclusión sobre lo expuesto por una u otra hipótesis a partir, esencialmente, de lo observado en una o varias muestras dependiendo de las hipótesis planteadas. Al arribar a una conclusión en una prueba de hipótesis se pueden tomar dos decisiones correctas: rechazar  $H_0$  cuando en realidad lo que plantea  $H_0$  es falso, y no rechazar  $H_0$  cuando lo que expone  $H_0$  es en verdad cierto; y dos decisiones erróneas: rechazar  $H_0$  cuando en realidad lo expuesto por  $H_0$  es cierto (conocido como Error I), y no rechazar  $H_0$  cuando lo planteado por  $H_0$  es falso (conocido como Error II). Lógicamente, uno no quisiera cometer ninguno de estos errores. Lo que se hace es establecer un valor de probabilidad límite de cometer el Error I; tal valor se conoce como “nivel de significación de la prueba” y se simboliza por  $\alpha$ . El nivel de significación lo define el analista, y habitualmente se fija en 0.05, valor que fue sugerido por el estadístico inglés Ronald Fisher<sup>18</sup>. Luego, si a través de la realización de la prueba se llegara a la conclusión de que la probabilidad real de cometer el Error I ( $p$ ) es menor que  $\alpha$ , se toma la decisión de rechazar  $H_0$ . El valor de  $\alpha$  igual a 0.05 no es inflexible y se pudiera decidir rechazar  $H_0$  para otros valores, entre ellos, los discretamente superiores a 0.05.

---

## REFERENCIAS

1. Schneider MC et al. Métodos de medición de las desigualdades en salud. Rev Panam Salud Pública 2002;12:398-414.
2. Grimson RC, Wang KC, Johnson PWC. Searching for hierarchical clusters of disease: spatial patterns of sudden infant death syndrome. Soc Sci Med 1981;15:287-293. Citado por: Aldrich TE, Drane JW. CLUSTER 3.1: Software System for Epidemiological Análisis. Atlanta: U.S. Department of Health and Human Services; 1983.
3. Hardy RJ et al. A surveillance system for assessing health effects from hazardous exposures, Am J Epidemiol 1990;132:535-540. Citado por: Aldrich TE, Drane JW. CLUSTER 3.1: Software System for Epidemiological Análisis. Atlanta: U.S. Department of Health and Human Services; 1983.
4. Ramírez A (autor), López C (tutor). Propuesta de un sistema de monitoreo de la equidad en salud en Cuba. [Tesis Doctoral]. La Habana: Escuela Nacional de Salud Pública; 2003.
5. Kirk RE, Experimental design: procedures for the behavioral sciences. Belmont, California: Brooks/Cole Publishing Company; 1968. Cap. 13
6. Kanji GK. 100 statistical tests. London: SAGE Publications; 1993. p. 89.
7. Fleiss JL. Statistical methods for rates and proportions. 2<sup>da</sup> ed. New York: John Wiley & Sons; 1981. Cap. 5.
8. Colectivo de autores. Libro de trabajo del sociólogo. La Habana: Editorial de Ciencias Sociales; 1988. Cap. 5
9. Clark ML. Los valores  $p$  y los intervalos de confianza: ¿en qué confiar?. Rev Panam Salud Pública 2004;15:293-296.



- 
10. Vogt WP. Dictionary of statistics and methodology. Newbury Park: SAGE Publications; 1993. p. 247.
  11. Fleiss JL. Statistical methods for rates and proportions. 2<sup>da</sup> ed. New York: John Wiley & Sons; 1981. Cap. 2.
  12. Kanji GK. 100 statistical tests. London: SAGE Publications; 1993. p. 86.
  13. Kennedy P. A guide to econometrics, 3<sup>ra</sup> ed. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press; 1992. p. 271.
  14. Kuns E, Mackenbach JP. Measuring socioeconomic inequalities in health. Copenhagen: Regional Office for Europe; s/f.
  15. López C. Aproximación a una medición sintética de las iniquidades en salud en las Américas. Rev. del Instituto Juan César García 1998;9:78-86.
  16. López C. Iniquidades en el desarrollo humano y en especial en salud en América Latina y el Caribe [Tesis Doctoral]. La Habana: Universidad de La Habana; 2000.
  17. Xunta de Galicia, OPS. EPIDAT 3.0. A Coruña, Washington, DC; 2003. Ayuda, Índice de Inequidades en Salud, Advertencias y Recomendaciones.
  18. Weiss NA. Elementary statistics, 2<sup>da</sup> ed. Reading Massachusetts: Addison-Wesley Publishing Company; 1993. Cap. 9.