



UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA  
Facultad de Ciencias Económicas y de Administración  
Instituto de Estadística

# Medición y Caracterización de las desigualdades en salud bucal para escolares de 12 años de Montevideo, Uruguay

Ramón Álvarez-Vaz;

Mayo, 2019

## Serie Documentos de Trabajo

DT (19/2) - ISSN : 1688-6453

Forma de citación sugerida para este documento:

**Álvarez-Vaz, Ramón (2019). Medición y Caracterización de las desigualdades en salud bucal para escolares de 12 años de Montevideo, Uruguay [en línea]. Serie Documentos de Trabajo, DT (19/2). Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Facultad de Odontología, Universidad de la República, Uruguay.**

# Medición y Caracterización de las desigualdades en salud bucal para escolares de 12 años de Montevideo, Uruguay.<sup>1</sup>

Ramón Álvarez-Vaz <sup>2</sup>;

*Departamento de Métodos Cuantitativos, Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República*

## RESUMEN

La reducción de las desigualdades socioeconómicas en salud oral para el 2020 dentro los países es una meta de la OMS. Por lo tanto, el monitoreo de las desigualdades socioeconómicas en salud oral es importante para evaluación de esta meta. En el contexto de la evaluación de las desigualdades en salud se propone contar con una metodología de análisis alternativa a la usada habitualmente en los estudios epidemiológicos en Odontología, que permita crear indicadores fáciles de ser medidos e interpretados para la toma de decisiones clínicas y de gestión en servicios de salud bucal, ayudando a reorientar la toma de decisiones de políticas en salud pública hacia un abordaje más equitativo. A partir de una batería de medidas de desigualdad habitualmente usadas en el campo de la Economía, como las medidas de entropía y divergencia Estadística basadas en la teoría de la información, se presentan una serie de índices basados en rangos, índices de disparidad, índices de concentración para medir brechas entre diferentes Unidades Geodemográficas (UG).

Esta metodología de análisis alternativa a la usada habitualmente en los estudios epidemiológicos en Odontología, permitiría crear indicadores fáciles de ser medidos e interpretados para la toma de decisiones clínicas y de gestión en servicios de salud bucal, ayudando a reorientar la toma de decisiones de políticas en Salud Pública hacia un abordaje más equitativo. En una encuesta poblacional de Salud Bucal de escolares de 12 años de la ciudad de Montevideo a través de 4 Escenarios, 1 basal y otros 3 que suponen diferentes forma de intervención para abatir la tasa de CARIES, se muestra que trabajando a nivel de las escuelas UG las brechas que hay no son muy importantes, tanto que se considere el nivel socioeconómico, como que se prescindiera del mismo, lo que sugiere no trabajar con UG naturales, teniendo que tener una clasificación de escuelas a través de algún método de clustering. En cambio si se trabaja a nivel individual agregado, las brechas que parecían no existir aparecen, mostrando resultados muy diferentes, que además son buenos trazadores para fijar las políticas de intervención. Como trabajo a futuro, para los 4 escenarios (1 basal y los otros 3), trabajando a nivel individual, mediante Simulación Monte Carlo, se

---

<sup>1</sup>En este Trabajo se basa el capítulo 11 de la Tesis de Doctorado de Pro.In.Bio: 'Sistematización y creación de Indicadores e Índices para la vigilancia epidemiológica en Salud Bucal: Uso de Técnicas Estadísticas Multivariantes y de Análisis Espacio-Temporal por Ramón Álvarez-Vaz, 2019

<sup>2</sup>email: ramon@iesta.edu.uy, ORCID: 0000-0002-2505-4238

propone evaluar como impactan las variaciones hechas para cada escenario en las medidas de desigualdad, para lo cual se sugiere trabajar modelando la tasa de CARIES mediante la distribución *Beta*, simulando a nivel individual la patología en cada escenario.<sup>3</sup>

**Palabras clave:**Brechas, Desigualdad, Disparidad, Entropía, Salud Bucal

**CÓDIGOS JEL:**C83 D31 D60 D61 D62 D63 I14 J19

**Clasificación MSC2010:**62-07 62P10 62D05

### ABSTRACT

The reduction of socioeconomic inequalities in oral health by 2020 within countries is a WHO goal. Therefore, monitoring socioeconomic inequalities in oral health is important for evaluating this goal. In the context of the evaluation of health inequalities, it is proposed to have an alternative analysis methodology to that commonly used in epidemiological studies in Dentistry, which allows to create indicators that are easy to measure and interpret for taking of clinical and management decisions in oral health services, helping to reorient the decision making of public health policies towards a more equitable approach. From a battery of inequality measures commonly used in the field of Economics, such as measures of entropy and statistical divergence based on information theory, a series of indices based on ranges, disparity indices, concentration indices to measure gaps between different Geodemographic Units (GU) are presented. This methodology of alternative analysis to the one commonly used in epidemiological studies in Dentistry would allow the creation of indicators that are easy to measure and interpret for clinical and management decision making in oral health services, helping to reorient policy decision making in public health towards a more equitable approach. In a population survey of Oral Health of 12-year-old schoolchildren of the Montevideo city through 4 Scenarios, 1 baseline and 3 others that involve different forms of intervention to reduce the Dental CARIES rate, show that working at the GU schools level, the gaps that exist are not very important, as long as the socioeconomic level, as if it is dispensed with, which suggests not working with natural GU, having to have a classification of schools through some method of clustering. On the other hand, if one works at the aggregate individual level, the gaps that appeared not to exist appear, showing very different results, which are also good tracers for setting intervention policies. As I work for the future, for the 4 scenarios (1 baseline and the other 3), working at the individual level, through Monte Carlo Simulation, it is proposed

---

<sup>3</sup>Se agradece a la Dra. Anunzziatta Fabruccini por las ideas propuestas para la introducción de este documento y para la evaluación de la Patología CARIES.

to evaluate how the variations made for each scenario impact on inequality measures, for which it is suggested to work by modeling the CARIES rate through Beta distribution, simulating at an individual level the pathology in each scenario.

**Key words:** Disparity, Entropy, Gaps, Inequality, Oral Health

**JEL CODES:** C83 D31 D60 D61 D62 D63 I14 J19

**Mathematics Subject Classification MSC2010:** 62-07 62P10 62D05 .

## 1. Introducción

La reducción de las desigualdades socioeconómicas en salud oral para el 2020 dentro los países es una meta de la OMS. Por lo tanto, el monitoreo de las desigualdades socioeconómicas en salud oral es importante para evaluación de esta meta. Las desigualdades en salud son reconocidas universalmente como un importante problema (CSDH, 2008). Existe un gradiente de riesgo que atraviesa toda la población, siendo las personas más pobres y más desfavorecidas las que tienen más riesgo a enfermar y sufren peores condiciones de salud (Sanders, 2007).

Para (Graham, 2004b), (Graham, 2004a) las desigualdades en salud se refieren a las desigualdades socioeconómicas en salud. En su tipología, las desigualdades en salud distinguen: la mala condición de salud de las personas en situación socioeconómica desfavorable, las brechas en salud entre los diferentes grupos, y los gradientes sociales en toda la población. Es en este sentido que desigualdad / igualdad en salud se consideran como inequidad / equidad en salud, estas últimas siendo conceptos políticos que expresan compromiso moral con la justicia social, (Whitehead, 1992). Por otro lado, analizando el proceso de transición epidemiológica en la población infantil de los países industrializados, se observa una dramática disminución de la CARIES dental, el índice CPO-D a los 12 años se redujo de 6 a 1 en 25 años, (Petersen, 2009). Al mismo tiempo hay una redistribución de la carga de la enfermedad CARIES, un gran número de casos están concentrados en un grupo pequeño de la población, este fenómeno es conocido como polarización, (Narvai *et al.*, 2006). Investigaciones recientes han demostrado que este fenómeno es producido por la existencia de brechas sociales claras y consistentes en la salud oral en varios países, (Aida *et al.*, 2011), (Do *et al.*, 2010), (Elani *et al.*, 2012), (Tsakos *et al.*, 2011).

A pesar de los compromisos explícitos de luchar contra las desigualdades en salud consagrados internacionalmente, (WHO, 2000),(WHO, 2005), las desigualdades en salud y salud oral muestran pocas señales de estrechamiento. Para avanzar en este aspecto, es necesario medir la magnitud de las desigualdades en salud para identificar los aspectos más desiguales dentro de una población, las áreas prioritarias de intervención, y además permitir la comparación entre poblaciones, (Mackenbach y Kunst, 1997).

En el contexto de la evaluación de las desigualdades en salud se propone contar con una metodología de análisis alternativa a la usada habitualmente en los estudios epidemiológicos en Odontología, que permita crear indicadores fáciles de ser medidos e interpretados para la toma de decisiones clínicas y de gestión en servicios de salud bucal, ayudando a reorientar la toma de decisiones de políticas en salud pública hacia un abordaje más equitativo.

Los objetivos que se buscan son desarrollar y sistematizar una metodología de análisis que permita caracterizar la distribución de diferentes indicadores habitualmente usados como el Índice (CPO), Índice periodontal comunitario (CPI) entre otros y determinar las desigualdades que existen entre grupos poblacionales creados en base a variables geode-

mográficas (por ejemplo centros de estudio, centros de atención en salud, barrios, secciones censales, departamentos o grupos de éstos). Al trabajar con estas variables geodemográficas se crean nuevas unidades que surgen de agregar las originales y sobre las nuevas unidades agregadas es que se aplican y calculan los índices de desigualdad que se presentan en la sección 2.

Otra posibilidad es segmentar la población es estudio creando en forma artificial grupos mediante el análisis de cluster. Sobre esta nueva partición se agregan las variables bajo estudio y se aplican las medidas de desigualdad, pudiéndose entonces comparar ambas estrategias de agregación y evaluar como se modifican las desigualdades.

A partir de una batería de medidas de desigualdad habitualmente usadas en el campo de la Economía, como las medidas de entropía y divergencia estadística basadas en la teoría de la información, se presentan una serie de índices basados en rangos, índices de disparidad e índices de concentración.

Esta metodología de análisis alternativa a la usada habitualmente en los estudios epidemiológicos en Odontología, permitiría crear indicadores fáciles de ser medidos e interpretados para la toma de decisiones clínicas y de gestión en servicios de salud bucal, ayudando a reorientar la toma de decisiones de políticas en salud pública hacia un abordaje más equitativo.

## 2. Medidas de Desigualdad e Índices basados en Teoría de la Información

Todos los índices que en forma convencional se calculan para medir CARIES, Enfermedad Peridontal y Erosión (Índice CPO por diente (CPO-D), Índice CPO-S por superficie (CPO-S), CPI) tienen las características de que mediante alguna transformación pueden ser expresados como tasas; en este caso sobre esta reexpresión de las variables bajo estudio se pueden aplicar, para poder discriminar el comportamiento en la población de los diferentes parámetros a evaluar en la salud oral, una serie de índices capaces de mostrar desigualdad entre individuos o grupos de individuos agregados a nivel de las Unidades geodemográficas (UG).

Existen diversas formas de presentar y ordenar los índices que dan cuenta de las desigualdades, no habiendo por lo tanto un consenso, por lo cual en este capítulo se sigue la lógica desarrollada por (Santiago Pérez *et al.*, 2010), donde éste presenta una compilación de los mismos, y donde previamente se detallan algunas propiedades que debieran tener éstos.

- Que reflejen la dimensión social de las desigualdades en salud: de otro modo no sería útiles para medir desigualdades sociales en salud, sino sólo desigualdades sanitarias. El vínculo con la dimensión social no es siempre explícito: en ocasiones se consigue indirectamente al caracterizar los objetos de medición mediante variables sociales.

Por ejemplo: hay un vínculo explícito cuando se miden desigualdades entre grupos dados por deciles de ingreso; pero hay un vínculo indirecto cuando los municipios de un país se ordenan o clasifican según el índice de desarrollo humano o el porcentaje de población en estado de pobreza.

- Que utilicen toda la información disponible y no sólo la correspondiente a determinados grupos: algunos índices utilizan sólo algunos grupos de la jerarquía o clasificación social, por ejemplo, los grupos extremos, o algún grupo especial que se toma como referente. Estos índices ocultan espacios de desigualdad que pueden tener especial relevancia. En general, es preferible utilizar índices que abarquen a todos los grupos poblacionales definidos por el indicador social de interés.
- Que sean sensibles a cambios en la distribución de la población: algunos índices se calculan sólo a partir del indicador de salud, sin tomar en cuenta el tamaño de los grupos a los que se aplica. Si la composición de la población cambia, la relación entre la cantidad de personas expuestas y las no expuestas a determinadas condiciones desfavorables puede variar en un sentido positivo o negativo, y el índice debería ser sensible a la magnitud y a la dirección del cambio. Por ejemplo, el riesgo relativo de desnutrición crónica entre hijos de familias pobres con respecto a los hijos de familias no pobres, podría mantenerse invariante (o incluso aumentar), pese a que tanto la prevalencia de desnutrición crónica como los porcentajes de pobreza hayan disminuido. Hay índices que toman en cuenta la distribución de la población y otros que la ignoran. En general los primeros son preferibles, pero nuevamente en dicha preferencia intervienen juicios de valor.
- Que sean sencillos de calcular y fáciles de interpretar: puesto que normalmente las medidas de desigualdad se calculan para quienes deben tomar decisiones, el uso de medidas complejas y de difícil interpretación no es aconsejable, independientemente de sus propiedades analíticas. Algunas medidas que se usan con frecuencia en el campo de la Economía son menos populares en el ámbito de la Salud porque son difíciles de interpretar y de representar mediante los recursos gráficos y descriptivos más comunes.

## 2.1. Índices basados en rangos

En el artículo de (Wagstaff *et al.*, 1991), los autores hablan de índices basados en rangos refiriéndose a un grupo de indicadores que se basan en evaluar la relación del indicador de salud entre grupos extremos de una jerarquía poblacional, la que previamente fue ordenada en función de un indicador socioeconómico o en función del mismo indicador de salud bajo análisis.

En general buena parte del trabajo empírico sobre desigualdades se ha efectuado en términos relativos, sin embargo no debe perderse de vista, que grandes diferencias relativas pueden coexistir con diferencias absolutas pequeñas, que sin embargo tienen un escaso significado en términos de impacto sobre la salud de la población, mientras que en otras situaciones algunas diferencias relativas pueden interpretarse como injustas o discriminatorias, a pesar de estar reflejando pequeñas diferencias absolutas.

Por lo tanto se pueden manejar 4 índices que hacen comparaciones 2 a 2, para categorías que están ordenadas

Concepto	Expresión
Índices absolutos	
DT	$DT = T_{(1)} - T_{(N)}(1)$
RAP	$RAP = T_{(Total)} - T_{(N)}(2)$
Índices relativos	
CTE	$CTE = T_{(1)} / T_{(N)}(3)$
RAP <sub>r</sub>	$RAP_r = \frac{T_{(Total)} - T_{(N)}}{T_{(Total)}}(4)$

Cuadro 1: Índices basados en rangos

donde para las ecuaciones antes presentadas se define cada elemento que la compone

- $N$  es el número de UG
- $T_{total} = \sum_{i=1}^{i=N} W_i T_i$
- $W_i = \frac{n_i}{n}$  es el tamaño relativo de la  $i$ -ésima unidad, ( $i=1, \dots, N$ )
- $n_i$  es la población de la  $i$ -ésima unidad,  $i=1, \dots, N$ ,
- $n = \sum_{i=1}^{i=N} n_i$  es el tamaño total de la población,
- $T_i$  es la variable de salud de la  $i$ -ésima unidad geodemográfica, ( $i=1, \dots, N$ )
- $T_{(i)}$  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.

La ecuación (1) establece una brecha absoluta entre 2 unidades geodemográficas mientras que (3) expresa la brecha relativa entre unidades geodemográficas.

Por otra parte (2) expresa el riesgo atribuible poblacional. El RAP es un índice que en general se denomina como 'efecto absoluto poblacional' y se define como la diferencia entre la tasa poblacional del indicador de salud y su valor en el grupo con la mejor condición

socioeconómica. (Schneider *et al.*, 2002) hablan del RAP como el índice que mide el exceso de eventos (eg. muertes o enfermedades) por cada mil sujetos que experimenta la población general con respecto al mejor de los grupos, lo que también podría o alternativamente entenderse como la reducción que debería experimentar la población para igualarse con el grupo que está en mejores condiciones socioeconómicas. Este mismo concepto puede reexpresarse a través del RAPr, que es una versión relativa y porcentual del RAP y que consiste en expresarlo como porcentaje, para poder entonces evaluar la reducción relativa que debe experimentar la población para igualarse con el grupo en mejores condiciones socioeconómicas.

## 2.2. Índices basados en medidas de concentración

La Curva de Lorenz (CL) es una forma gráfica de mostrar la distribución de la renta en una población. En ella se relacionan los porcentajes acumulados de población con porcentajes acumulados de la renta que esta población recibe. En el eje de las abscisas se representa la población 'ordenada' de forma que los percentiles de renta más baja quedan a la izquierda y los de renta más alta quedan a la derecha. El eje de ordenadas representa las rentas.

A partir de la curva de Lorenz se puede evaluar la concentración del ingreso, usando el área que se encuentra entre la curva y la diagonal. Esa superficie se llama área de concentración. Cuanto mayor sea esta área más concentrada estará la riqueza; cuanto más pequeña sea esta área, más equitativa será la distribución de la renta del país representado.

Para poder cuantificar la concentración se puede recurrir al Índice de Gini (IGini), que es un índice de concentración de la riqueza calculado de la siguiente manera

$$I_G = \frac{\sum_{i=1}^{i=n-1} (F(x'_i) - T(x'_i))}{\sum_{i=1}^{i=n-1} F(x'_i)} \quad (5)$$

Cuando la renta esta repartida por igual, es decir que la concentración es mínima  $F(x'_i) = T(x'_i)$ , entonces tenemos que

$$I_G = \frac{0}{\sum_{i=1}^{i=n-1} F(x'_i)} = 0$$

Cuando hay un solo individuo o grupo que concentra todo el ingreso queda

$$I_G = \frac{\sum_{i=1}^{i=n-1} F(x'_i) - 0}{\sum_{i=1}^{i=n-1} F(x_i)} = 1$$

Por lo tanto para  $I_G$  su valor estará entre cero y uno.

Otra forma alternativa de calcular el  $I_G$  es en función de (CL)

$$IG = 2 * ACL \tag{6}$$

Si la concentración es mínima la CL coincide con la diagonal y el área del numerador es 0 y por lo tanto  $I_G = 0$ .

Un aspecto relevante a tener en cuenta es que es práctica habitual en el ámbito económico que al medir las desigualdades sociales, en general se ordene de acuerdo al ingreso. Hay que tener en cuenta que si en lugar de ordenar la población según ingreso en forma ascendente se ordena según una variable de salud también en forma ascendente (del más enfermo al más saludable), se puede obtener una variante a la curva de Lorenz, que se llamará Curva de Carga (CC) pero que dependiendo de si el indicador es un indicador positivo (cobertura de inmunizaciones o acceso a los servicios de salud), se ubicará por debajo de la diagonal o línea de equidistribución, mientras que si es de naturaleza negativa (como la mortalidad o la morbilidad) la curva se ubicará por encima de la diagonal.

Se define un índice analítico similar al Índice de Gini, que dependen como se localice la curva, tendrá un rango de variación  $(-1; 1)$ , donde valores próximos a 0 siguen siendo expresión de poca desigualdad.

Teniendo en cuenta estos 2 índices de concentración que logran evidenciar diferentes aspectos de la desigualdad, no debe perderse de vista que es necesario que éstos satisfagan atributos esenciales como que reflejen el componente socioeconómico de las desigualdades en salud, produciendo una medición de la desigualdad que pueda vincularse en algún sentido a un gradiente socioeconómico. A su vez usando toda la información contenida en toda la jerarquía social, bajo estudio, es decir no usar solamente grupos extremos o pares de grupos elegidos como referentes. Y por otra parte que sean sensibles a los cambios en la composición de la población en los grupos que integran la escala socioeconómica, así como en la distribución del indicador de salud, tomando en cuenta el tamaño de los grupos, ya que no es lo mismo por ejemplo, que el grupo con las peores condiciones de salud esté compuesto por el 60 %, que por el 50 % de la población, con independencia del valor promedio de las condiciones de salud que existan en él. Es por eso que es muy importante la curva de concentración y su respectivo índice, ya que logra cumplir con todos los atributos requeridos, mientras que el IG no cumple el de producir una medida vinculada al gradiente socioeconómico (Wagstaff *et al.*, 1991), (Bacallao *et al.*, 2002).

### 2.3. Índices basados en el concepto de disparidad

Los indicadores basados en rangos presentados en la sección 2.1 resultan los mas fáciles de calcular y a su vez los mas intuitivos y fáciles de interpretar, sin embargo son mas limitados, ya que dejan de lado un aspecto clave como es la disparidad, por lo cual es necesario incorporar al índice la noción de variabilidad, que resulta básica en Estadística, ya que ponen de manifiesto la desemejanza, desigualdad o diferencia entre grupos, teniendo en cuenta el término anglosajón *disparity* cuando se hace referencia a las desigualdades socioeconómicas o a las desigualdades sociales en salud. Por otra parte una limitación de los índices basados en rangos cuando hay mas de 2 grupos es que ignoran la variabilidad debida a los grupos no extremos en el ordenamiento de las clases según condición socio-económica, mientras que los de disparidad sí la toman en cuenta, (Santiago Pérez *et al.*, 2010).

Para eso en la Tabla 2 se presentan 2 tipos de Índices de disparidad o dispersión como son el Índice de Pearce-Keppel (IPK) y su variante ponderada, (Keppel *et al.*, 2004), (Keppel *et al.*, 2005), por un lado y los de Varianza entre grupos (VEG) y su variante relativa, (Bacallao *et al.*, 2002),(Bacallao, 2013).

Concepto	Expresión
Índices de Pearcy-Keppel	
IPK	$I_{PK} = \frac{(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N  T_i - T_{ref} )}{T_{ref}}$
IPKp ponderado	$I_{PK}^* = \sum_{i=1}^N W_i  T_i - T_{ref} $
Índices Varianzas entre grupos	
VEG	$VEG = \sum_{i=1}^N W_i (T_i - T_{total})^2$
VEGr	$VEG^* = \frac{\sum_{i=1}^N W_i (T_i - T_{total})^2}{T_{total}}$

Cuadro 2: Índices basados en disparidad o dispersión

- $N$  es el número de UG
- $T_i$  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 ( $T_i, i = 1, \dots, N$ ), 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.

## 2.4. Índices basados en Distribuciones de Probabilidad y medidas de Entropía

Otra clase de índices para evaluar la posible desigualdad en los procesos de morbilidad, es la que surge de comparar distribuciones empíricas de probabilidad con respecto a un mismo dominio de clases sociales o unidades geodemográficas. Se manejan las dos distribuciones que corresponden a la población total y a la población de casos.

Clases	Población		Variable de Salud		
	$N$	$W$	$C$	$\varepsilon$	
1	$N_1$	$W_1 = \frac{N_1}{N}$	$C_1$	$\varepsilon_1 = \frac{C_1}{C}$	
2	$N_2$	$W_2 = \frac{N_2}{N}$	$C_2$	$\varepsilon_2 = \frac{C_2}{C}$	
...	...	...	...	...	
k	$N_k$	$W_k = \frac{N_k}{N}$	$C_k$	$\varepsilon_k = \frac{C_k}{C}$	

Cuadro 3: Tabla de comparación de distribuciones de probabilidad de población y variable de salud

Concepto	Expresión
Índices	
Divergencia de Kullback-Leibler (DKL)	$R_{KL} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N d_i \ln(u_i) (7)$
Índice de Hoover (IHoo)	$R_H = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N  d_i  (8)$
índice de Theil (ITheil)	$R_T = \sum_{i=1}^N \varepsilon_i \ln\left(\frac{\varepsilon_i}{p_i}\right) (9)$

Cuadro 4: Índices para comparar distribuciones de probabilidad

- $N$  es el número de UG,
- $d_i = \varepsilon_i - P_i$
- $\varepsilon_i = \frac{C_i}{C}$
- $C_i = n_i T_i$  numero de casos de la iesima unidad
- $C = \sum_{i=1}^N C_i$  numero de casos
- $P_i = \frac{n_i}{n}$  es la proporción de la población de la i-ésima unidad, ( $i=1, \dots, N$ )
- $n_i$  es la población de la i-ésima unidad,  $i=1, \dots, N$ ,

- $n = \sum_{i=1}^{i=N} n_i$  es el tamaño total de la población,
- $T_i$  es la variable de salud de la  $i$ -ésima unidad geodemográfica, ( $i=1, \dots, N$ )
- $u_i = \frac{C_i}{n_i}$ .

El IHoo que tiene la expresión de (8) es un índice de disimilaridad que describe (Wagstaff *et al.*, 1991) el que se puede interpretar como la proporción de casos en la población necesarios que deben ser redistribuidos para alcanzar la total igualdad. Se puede representar gráficamente como la distancia vertical más larga entre la curva de Lorenz, o la parte acumulada de los ingresos totales celebrada por debajo de cierto percentil de ingresos, y la línea de igualdad perfecta. Es inmediata la utilidad de este índice, para la redistribución de recursos (eg. camas hospitalarias o inmunizaciones).

Una forma de medir la equidad en la distribución de la carga de enfermedad es a través de medidas de *entropía*, como por ejemplo el ITheil, que puede ser visto como una forma de medir el grado de desorden o de uniformidad en una distribución, tal como se hacen con magnitudes económicas.

Si por ejemplo hay  $n$  personas que tiene cada uno  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$  rentas (podrían ser sueldos) se tiene

$$\sum_{i=1}^{i=n} x_i = X \tag{10}$$

donde  $X$  es la renta acumulada o *total*. Se puede calcular el % de renta que le corresponde a cada uno como

$$p_i = \frac{x_i}{X} \tag{11}$$

De ese modo

$$\sum_{i=1}^{i=n} p_i = 1 = 100\%$$

En este caso la *entropía* de esa series de rentas se puede calcular como

$$H_N(x) = - \sum_{i=1}^{i=n} p_i \log(p_i) = \sum_{i=1}^{i=n} p_i \log\left(\frac{1}{p_i}\right) \tag{12}$$

Un análisis de este índice además de lo ya dicho permite ver que

- $H_n(x)$  es siempre positivo ya que  $\log(p_i) \leq 0$

- Cuando las rentas se reparten por igual se verifica  $p_i = \frac{1}{n}$  con lo cual

$$\sum_{i=1}^{i=n} p_i \log\left(\frac{1}{p_i}\right) = \sum_{i=1}^{i=n} \frac{1}{n} \log\left(\frac{1}{1/n}\right) = \log(n)$$

- Cuando hay máxima concentración, es decir que hay un  $p_i = 1$  con lo cual los restantes  $p_j$  con  $i \neq j$  se puede probar que

$$H_n(x) = \sum_{i=1}^{i=n} p_i \log\left(\frac{1}{p_i}\right) = 0 + 0 + \dots + 1,0.. + 0 = 0$$

- Teniendo en cuentas las 2 situaciones anteriores se puede decir que el rango de variación es

$$0 < H_n(x) \leq \log(n)$$

A partir de este índice, se puede ver la Entropía como una medida de la equidad en la distribución de magnitudes económicas. Del mismo modo puede usarse este concepto para evaluar la carga de enfermedad entre diferentes grupos. Sin embargo este indicador depende de la cantidad de observaciones  $n$ .

Se pueden construir 2 medidas de desigualdad pero de manera que cuando sea mínima valga 0 y sea máxima para  $\log(n)$

Este nuevo índice se llama Índice de Redundancia (IRedun) y es opuesto a la Entropía. Para subsanar el problema de la dependencia del valor de la Entropía en función de  $n$ , se puede relativizar, con lo cual queda la *redundancia relativa* que es

$$T = \log(n) - H_n(x) \Rightarrow T_r = \frac{(\log(n) - H_n(x))}{\log(n)} = 1 - \frac{H_n(x)}{\log(n)}, \quad 0 \leq T_r < 1 \quad (13)$$

que permite comparar 2 situaciones con cantidades de rentas diferentes. Igualmente la redundancia relativa puede usarse para evaluar situaciones con diferentes cantidad de grupos donde medir desigualdad en la carga de enfermedad.

El ITheil puede descomponerse en 2 fuentes, una que corresponde a lo que se puede llamar 'Theil dentro de grupos' y por otra parte el componente que corresponde a 'Theil entre grupos'. Al igual que la varianza total que puede descomponerse en una varianza dentro de los grupos o (within) y otras que es la varianza entre grupos (between), el tiene esta propiedad que permite evaluar qué magnitud de la desigualdad total se debe a los grupos y por lo tanto que parte de la desigualdad es residual o se debe a otros factores ajenos al factor de clasificación, siendo además que funciona a cualquier nivel de agregación. Es decir que si se está trabajando a nivel de barrios que pertenecen a diferentes departamentos, la desigualdad total entre barrios se puede establecer como la suma de la desigualdad entre departamentos y dentro de los departamentos.

El último índice se conoce como discrepancia de Kullback-Liebler y que se expresa como (7) a diferencia del (IHoo) tiene la propiedad de ponderar cada diferencia  $d_i$ , entre las dos distribuciones por el logaritmo de la tasa (en base 1) de la clase o unidad correspondiente. Esta hace que las clases con tasas más altas contribuyen más a la desigualdad, lo que se entiende como principio de 'aversión a la desigualdad', siendo además que es una disimilaridad no simétrica, (Wagstaff, 2002).

Cualquiera de los 3 índices de la Tabla 4 antes mencionados, a los efectos de ser comparables pueden estandarizarse a la escala  $[0, 1]$ , mediante  $Z = 1 - \exp(-R)$  y la transformación de equivalencia de entropía del índice Z, (Bacallao *et al.*, 2002)

$$p = \frac{1}{\pi} [\arcsen((1 - Z)^{(0,06Z+0,6)})] \quad (14)$$

### 3. Aplicación de Medidas de Desigualdad en el estudio RACA2012

Los datos sobre los que se hace la aplicación de los diferentes índices presentados en la sección 2 provienen de la encuesta nacional de base poblacional en escolares 'Relevamiento y análisis de CARIES dental en adolescentes de 12 años de la ciudad de Montevideo', (RACA2012).

Esta encuesta se desarrolló entre agosto de 2011 y Julio de 2012, para evaluar el estado de salud bucal de los escolares de 12 años de edad, de escuelas públicas y privadas.

Para el cálculo del tamaño de la muestra, se utilizaron los siguientes parámetros: prevalencia de CARIES de 60 % (22), el intervalo de confianza del 95 % (CI), un nivel de precisión de 4 % y un efecto de diseño (Deff) de 1.3, al que se añadió una tasa de no respuesta de 30 %. Por lo tanto, el tamaño de muestra necesario para este estudio fue 1.235 individuos. Se adoptó una muestra bietápica estratificada por conglomerados. Las unidades primarias de muestreo (UPM) son las escuelas públicas y privadas de Montevideo. Cuarenta y cuatro escuelas fueron seleccionadas al azar, 32 públicas y 12 privadas. Todos los niños de 12 años de edad, asistentes a estas escuelas fueron invitados a participar en el estudio, independientemente del año escolar en el que estuviesen.

Para la primera etapa se usa como marco muestral las escuelas de 5-6 años del sector privado y público, las que se estratifican en 3 estratos. Se sortean 2 muestras independientes, una por estrato. Para el diseño usado las UPM, en este caso las escuelas se seleccionan con muestreo  $\pi ps$  (probabilidad proporcional al tamaño), es decir la variable total de niños matriculados que figuran en el marco muestral. Se usa la librería *sampling*, (Tillé y Matei, 2016). De esta manera se tiene para las muestra sorteada las UPM seleccionadas. A partir de las  $\pi_{ik}$  (probabilidades de inclusión), se pueden calcular los expansores, o pesos

muestrales que son en este caso

$$\frac{1}{\pi_{ik}} = w_{i1} \quad (15)$$

es decir que cada escuela pesa por  $w_{ik}$ .

Los cálculos están hechos en base a la información disponible que es el total de niños por escuela, de los cuales una parte debe ser descartada ya que solo pueden ser incluidos los niños de 12 años, lo cual hace que se tenga *total de niños* y *total de niños elegibles*. Luego dependiendo de la cantidad de niños relevados en la segunda etapa, lo que hace que se tenga un tamaño de muestra aleatorio (desconocido). Cada niño tiene un ponderador que depende de la cantidad de niños elegibles.

$$w_{i2} = \frac{1}{N_{j ik}} \quad (16)$$

donde  $N_j$  es el total de niños elegibles en la escuela  $j$ -ésima.

Para tener los pesos muestrales de ambas etapas es necesario combinarlos, de manera multiplicativa

$$w_{i12} = w_{i1} * w_{i2} \quad (17)$$

Los  $w_{i1}$  fueron calculados en base al total y no el total de elegibles, por lo cual para cada escuela se debe de considerar un factor extra que es

$$f_{j1} = \frac{\text{Total}_j}{\text{Total elegible}_j} \quad (18)$$

Con la información disponible se puede usar una  $f_{j1}$  variable o usar un factor de corrección fijo que se puede estimar como estimador de razón, lo que se hizo y dió un un valor de 1,45, lo que debe de interpretarse como que hay en promedio un 45% mas de niños que de niños elegibles.

### 3.1. Calibración de la muestra

Para la calibración de la muestra se deben de tener en cuenta 2 aspectos: La no respuesta y el desbalanceo de alguna variable que se desee controlar. En este caso para la muestra finalmente relevada con un 35% de no respuesta promedio y desbalanceo con sobrerrepresentación las mujeres, fue necesaria una calibración que se hizo usando la librería *survey*, (Lumley, 2004).

En particular las medidas planteadas en la sección 2 se aplican sobre el componente de CARIES con la pauta de que la presencia de cavidad en esmalte, se considera como presencia de CARIES. Para poder trabajar se definen nuevas unidades de análisis que son

la UG , que toman en cuenta 2 características: por un lado la clasificación de las escuelas y por otro lado la ubicación de las mismas en la geografía de Montevideo, dando lugar entonces a 12 posibles unidades geodemográficas, ya que hay 4 tipos de escuelas: (Escuela de contexto Social crítico (ECSC), Escuela de contexto urbano(ECU), Escuela de tiempo completo(ETC), Escuela Privada (EP) y 3 zonas de Montevideo (1='Este', 2='Centro', 3='Oeste').

Para evaluar como funcionan las medidas de desigualdad para la prevalencia de CARIES y dado que al no existir datos longitudinales en Uruguay en escolares con respecto a esta patología, se trabaja con los datos del estudio (RACA2012), donde a partir de los datos que allí surgen, se toman los mismos como los del escenario basal, a partir del cual se compara con otros 3 posibles escenarios, con las siguientes características:

**Escenario 1** - Corresponde a los valores de prevalencia para las unidades geodemográficas usadas en la 5, es decir escenario basal

**Escenario 2** - Se evalúa el impacto en la desigualdad luego de hacer una intervención donde se propone un descenso en 15 puntos porcentuales en el valor de la prevalencia en cada UG

**Escenario 3** - Se intenta ver el impacto en la desigualdad al hacer una intervención donde el descenso es el mismo en términos porcentuales en cada UG y es del 10 %

**Escenario 4** - Se evalúa el impacto al hacer una intervención diferencial, donde en las primeras 4 UG con menor prevalencia, el descenso es del 5 %, las siguientes 4 es del 10 %, mientras que para las 3 últimas UG con mayor prevalencia se intenta hacer un descenso del 15 %.

Para entender la codificación al construir las UG, debe tenerse en cuenta que el primer dígito refiere al tipo de escuela y el segundo a la zona de Montevideo. Una vez construida las unidades geodemográficas, que son 11, se ordenan las mismas de acuerdo a la variable socioeconómica seleccionada, que en este caso es el INSE, en forma descendente. Hay que recordar que el INSE es un índice que permite ordenar a los hogares y sus individuos de acuerdo a las ciertas características de tipo socio económico, resultando en un score que está en  $[0, 93]$  , (en este caso se rescala a 100), de manera que un valor bajo indica menor nivel socioeconómico.

Si se trabaja agregando la prevalencia de CARIES en cada UG, usando la media como representante en cada una (es decir la prevalencia) y teniendo en cuenta que se trata de una muestra con diseño complejo, donde cada escolar tiene un factor de expansión, se puede evaluar las medidas de desigualdad vistas en la sección anterior.

En la Tabla 7, se presentan los valores de prevalencia para los 4 escenarios definidos en el párrafo anterior. A su vez para poder comparar se presentan las 4 medidas basados en rangos seleccionadas en sección 2.1.

Escolares				
Tipo de Escuela	Zonas de Montevideo			Total
	1 (Este)	2 (Centro)	3 (Oeste)	
1 ECSC	4347	817	2418	7583
2 ECU	4329	54809	752	10562
3 ETC	–	1158	1357	2515
4 EP	2874	1458	3220	7554
Total	11551	8916	7748	28216

Escuelas				
Tipo de Escuela	Zonas de Montevideo			Total
	1 (Este)	2 (Centro)	3 (Oeste)	
1 ECSC	5	2	4	11
2 ECU	6	8	4	18
3 ETC	–	2	1	3
4 EP	6	3	3	12
Total	17	15	12	44

Cuadro 5: Total de escolares y de escuelas por tipos de unidades geodemográficas

UG	Total de Escolares	INSE	% de C(OMS)	Total de escolares con CARIES	$W_i$
43	3221	60,0	49,8 %	1603	11,41 %
42	1459	60,0	42,9 %	626	5,17 %
41	2874	53,8	57,5 %	1653	10,19 %
21	4329	46,7	58,9 %	2549	15,34 %
23	752	42,4	57,5 %	433	2,67 %
22	5481	42,4	65,4 %	3584	19,42 %
33	1357	39,0	64,7 %	878	4,81 %
13	2418	33,8	68,2 %	1649	8,57 %
11	4348	32,4	72,6 %	3155	15,41 %
12	818	32,4	73,3 %	599	2,90 %
32	1159	31,8	60,2 %	698	4,11 %
Total	28216	43,9	61,8 %	17427	100 %

Índices	
Diferencias de tasas extremas	30,37 %
Cociente de tasas extremas	1,71
Riesgo atribuible Poblacional	18,9 %
Riesgo atribuible Poblacional relativo	30,6 %

Cuadro 6: Índices en rangos para Prevalencia de CARIES según unidades geodemográficas para Escenario 1

Unidad Geodemográfica	Nro escolares	Escenarios			
		Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
43	3221	42,9	27,9	38,6	36,5
42	1459	49,8	34,8	44,8	42,3
41	2874	57,5	42,5	51,7	48,9
21	4329	57,5	42,5	51,7	48,9
23	752	58,9	43,9	53,0	53,0
22	5481	60,2	45,2	54,1	54,2
33	1357	64,7	49,7	58,2	58,2
13	2418	65,4	50,4	58,8	58,9
11	4348	68,2	53,2	61,3	61,4
12	818	72,6	57,6	65,3	69,0
32	1159	73,3	58,3	65,9	69,6
Global	28216	59,7	44,8	53,8	52,9
Índices		Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
Diferencias de tasas extremas		30,4 %	30,4 %	27,4 %	21,6
Cociente de tasas extremas		1,71	2,1	1,7	1,5
Riesgo atribuible Poblacional		16,8 %	16,8 %	15,2 %	13,3 %
Riesgo atribuible Poblacional relativo		28,2 %	37,7 %	28,2 %	24,7

Cuadro 7: Índices en rangos para Prevalencia de CARIES según unidades geodemográficas para los 4 Escenarios

En la Tabla 8 se presentan las diferentes medidas vistas en la sección 2.3, para los valores de prevalencia de CARIES correspondientes a los 4 escenarios y para los cuales a su vez se evalúan 3 umbrales de comparación que son el mínimo, el promedio y el máximo para cada escenario.

Con respecto a las medidas de concentración se plantean para los 4 escenarios la CL y la CC, que se presentan en las Figuras 1 y 2 respectivamente.

Unidad Geodemográfica	Nro escolares	Escenarios			
		Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
43	3221	42,9	27,9	38,6	36,5
42	1459	49,8	34,8	44,8	42,3
41	2874	57,5	42,5	51,7	48,9
21	4329	57,5	42,5	51,7	48,9
23	752	58,9	43,9	53,0	53,0
22	5481	60,2	45,2	54,1	54,2
33	1357	64,7	49,7	58,2	58,2
13	2418	65,4	50,4	58,8	58,9
11	4348	68,2	53,2	61,3	61,4
12	818	72,6	57,6	65,3	69,0
32	1159	73,3	58,3	65,9	69,6
Global	28216	59,7	44,8	53,8	52,9

<b>Referencia= Prevalencia mínima</b>					
Índices	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4	
Tasa de referencia	42,9	27,9	38,6	40,8	
Pearcy-Keppel	0,42	0,64	0,42	0,34	
Pearcy-Keppel Ponderado	16,82	16,82	15,15	13,29	
Varianza entre grupos	65,36	65,36	52,94	31,94	
Índice de varianza relativa entre grupos	1,09	1,46	0,984	0,59	

<b>Referencia= Prevalencia Global</b>					
Índices	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4	
Tasa de referencia	59,75	44,75	53,78	52,92	
Pearcy-Keppel	0,36	0,15	0,11	0,15	
Pearcy-Keppel Ponderado	15,39	6,04	5,44	6,89	
Varianza entre grupos	65,36	65,36	52,94	74,64	
Índice de varianza relativa entre grupos	1,09	1,46	0,98	1,41	

<b>Referencia= Prevalencia máxima</b>					
Índices	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4	
Tasa de referencia	73,3	58,3	65,97	69,635	
Pearcy-Keppel	0,16	0,21	0,16	0,21	
Pearcy-Keppel Ponderado	13,57	13,57	12,24	16,69	
Varianza entre grupos	65,36	65,36	52,94	74,64	
Índice de varianza relativa entre grupos	1,09	1,46	0,98	1,41	

Cuadro 8: Medidas de Disparidad para 4 Escenarios para prevalencia de CARIES según unidades geodemográficas

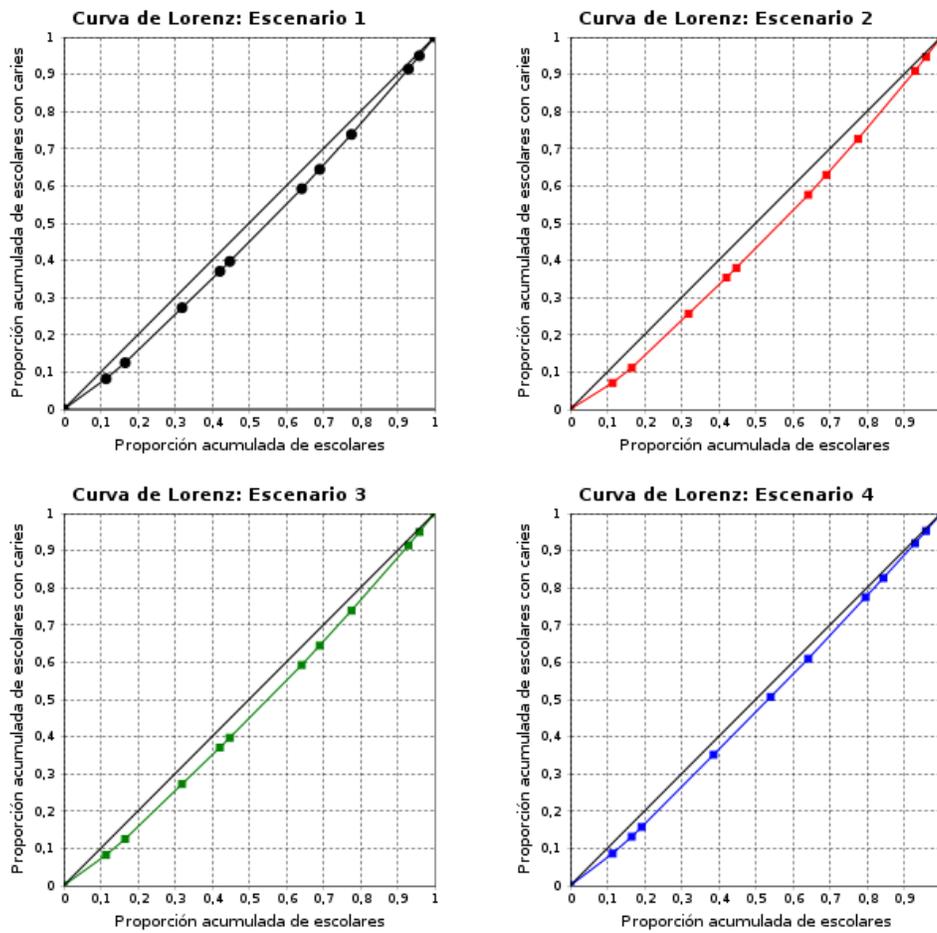


Figura 1: Curva de Lorenz para Prevalencia de CARIES en las 11 UG

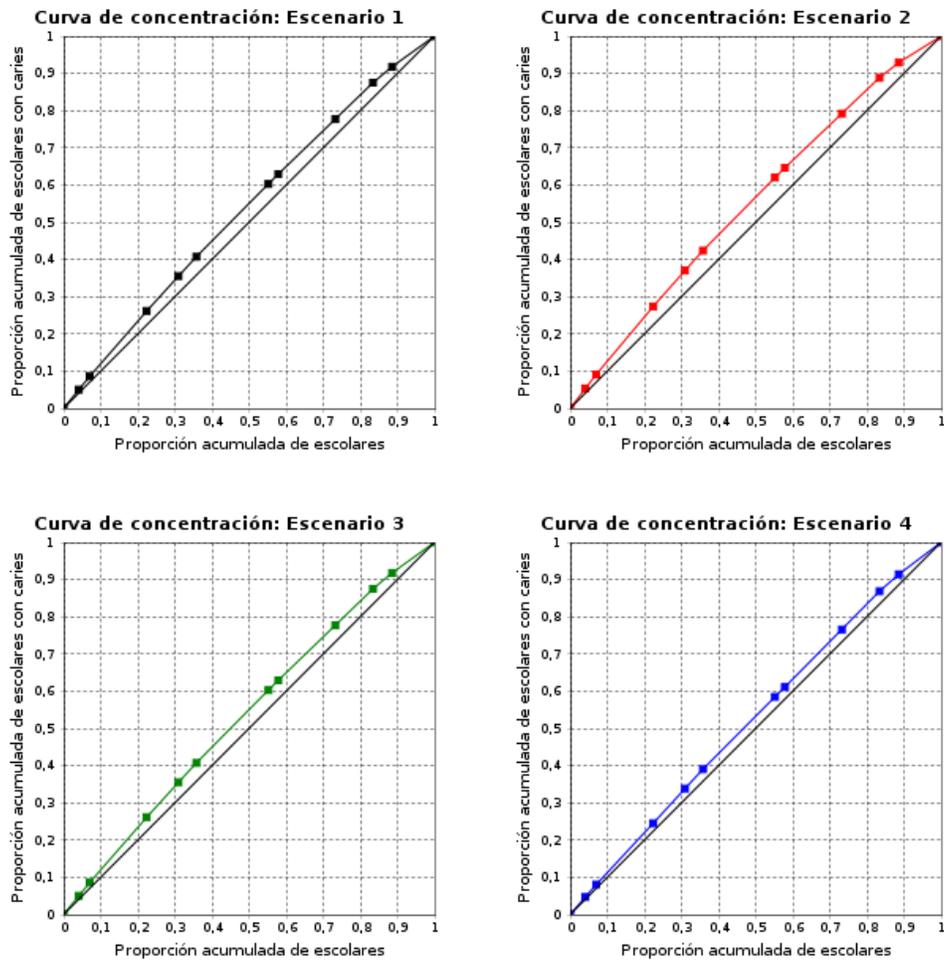


Figura 2: Curva de Concentración para Prevalencia de CARIES en las 11 UG

En cuanto a los Índices basados en distribuciones de Probabilidad la Tabla 9 permite ver 3 de las medidas presentadas en la sección 2.4, con sus correspondientes transformaciones para una mejor interpretación de los resultados.

	Escenarios			
	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
<b>Índices originales</b>				
Índice de Kullback-Liebler	0,01	0,018	0,01	0,006
Índice de Theil	0,01	0,017	0,01	0,006
<b>Índices estandarizados a escala [0, 1]</b>				
Índice de Kullback-Lieber	0,01	0,018	0,01	0,006
Índice de Theil	0,010	0,017	0,010	0,006
<b>Transformación de equivalencia de entropía</b>				
Índice de Kullback-Lieber	0,465	0,453	0,465	0,473
Índice de Theil	0,466	0,454	0,466	0,473

Cuadro 9: Índices de Entropía para las UG para prevalencia de CARIES

Por otra parte puede trabajarse a nivel individual, es decir de cada escolar y evaluar un nuevo concepto que se denominará de CARIES, pero que podría extenderse para cualquier otra patología y que dará cuenta de la carga de la enfermedad a nivel individual, pero que luego al agregar los individuos de acuerdo a la escuela a la que pertenecen, se evidenciará si existe desigualdad de la carga de enfermedad entre UG. Para una mejor comprensión visual se presentan las por zonas de las escuelas y por tipo de escuela.

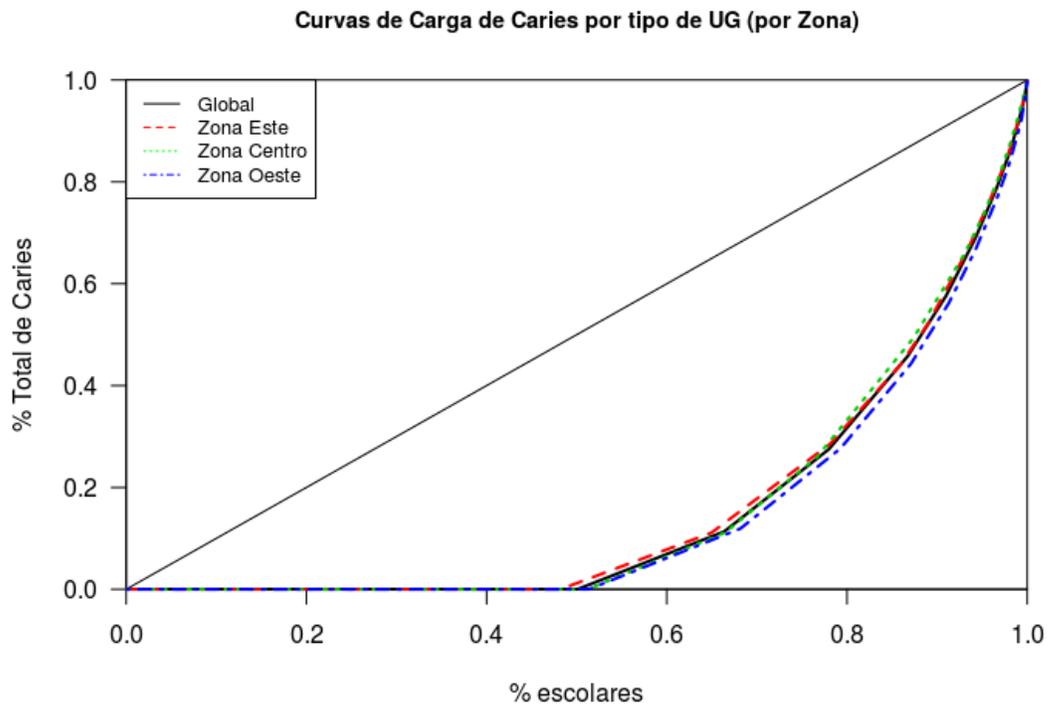


Figura 3: Curva de Carga de CARIES por Zona de la ciudad

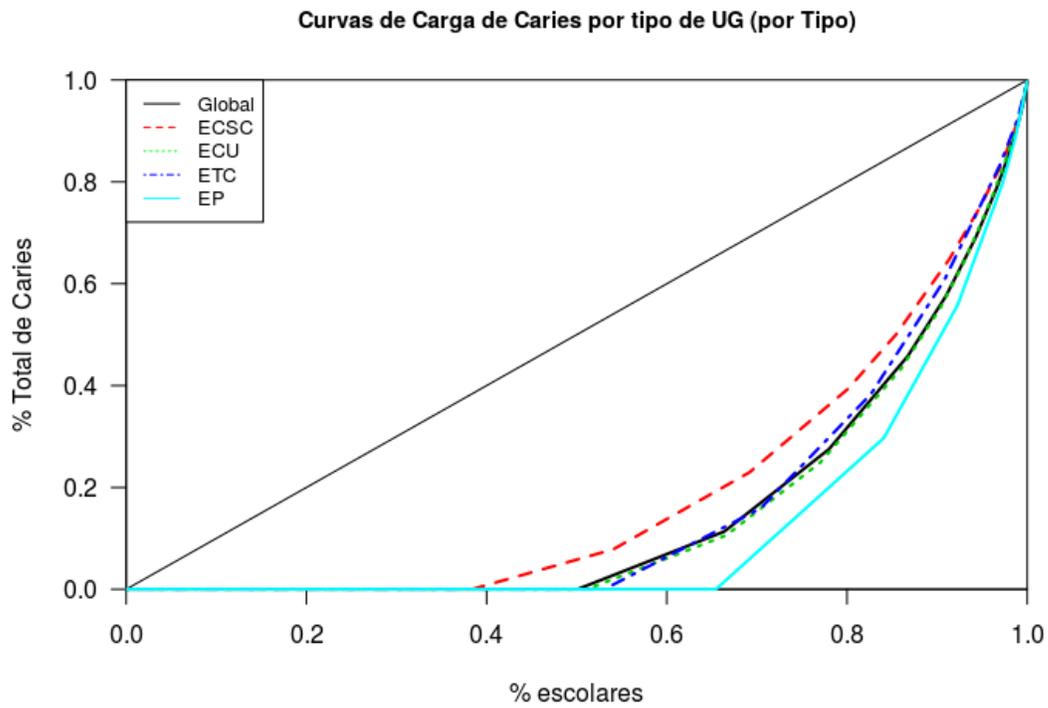


Figura 4: Curva de Carga de CARIES por Tipo de escuela

En la Tabla siguiente se muestran 5 medidas de desigualdad entre UG pero desde la perspectiva de la carga de enfermedad individual agregada a nivel de las UG.

U.G	Gini	Theil	Ricci-Schutz	Entropía	Atkinson
Zona Este	0.68	0.26	0.54	1.30	0.55
Centro	0.69	0.21	0.55	1.35	0.56
Oeste	0.71	0.29	0.56	1.40	0.58
ECSC	0.62	0.25	0.46	1.05	0.46
ECU	0.70	0.24	0.56	1.37	0.57
ETC	0.68	0.17	0.55	1.38	0.57
EP	0.76	0.16	0.66	1.74	0.68
Global	0.69	0.25	0.55	1.35	0.56

Cuadro 10: Índices de Desigualdad para las UG aplicadas a nivel individual para el componente CARIES en estudio

## 4. Discusión de las diferentes medidas de Desigualdad

Considerando los 4 escenarios y las diferentes medidas de desigualdad, se encuentran resultados muy interesantes y que representan un ejemplo como, en el ámbito de la Biomedicina pero desde una perspectiva epidemiológica, es importante tener en cuenta el impacto que pueden provocar determinadas intervenciones hechas para provocar descenso en la patología pero que pueden alterar y ampliar las brechas existentes entre determinados grupos de individuos, en este caso escolares pertenecientes a la tipología construida a través de las UG.

Por un lado al manejar las más sencillas de las medidas que son las basadas en rangos presentadas en la sección 2.1, una intervención con un descenso general absoluto de 15 puntos porcentuales pensado para el escenario 2 en la prevalencia, muestra que la brecha absoluta se mantiene, mientras que la brecha relativa se incrementa en 23% al pasar de 1,7 a 2,1, manteniéndose constante el al pasar del escenario basal al escenario 2, donde el valor indica que si se lograra en Montevideo alcanzar las condiciones que existen en el grupo de escuelas con la menor prevalencia (UG=43), se evitarían en promedio 17 escolares menos con CARIES por cada 100 escolares. Esta ganancia en términos del descenso de escolares con CARIES representaría un descenso de casi 38%.

Al considerar ahora el descenso de la prevalencia de CARIES en un 10% por igual para todas las UG, correspondiente al escenario 3, se verifica que hay un descenso del mismo nivel en la brecha absoluta mientras que la brecha relativa se mantiene en 1,7.

El RAP muestra un descenso del también del 10 %, es decir que se lograría ganar bajando en casi 15 escolares menos la presencia de CARIES en promedio en Montevideo con respecto a los escolares de la (UG=43), pero con un descenso promedio relativo de casi 33 %, al pasar de un de 37,7 % a 28,2 %.

Por último el escenario 4 con una intervención diferencial es el que parece adecuar mejor las métricas al bajar la brecha absoluta 21,6 %, lo que representa un descenso del 40 % con respecto al escenario 1, la brecha relativa muestra el valor mas bajo de los 4 escenarios con un descenso del 13 % con respecto al escenario 1; el RAP se achica mostrando que la ganancia en términos de escolares libres de CARIES al igualar a Montevideo con la mejor UG baja a 13,3 %, que representa en términos relativos un 24,7 % de descenso con respecto a la prevalencia global. Otro aspecto que se da en este caso, es que si bien hay un aumento monótono de la prevalencia al descender el INSE (la variable socio-económica), solo una UG incumple la regla, donde el INSE que es el más bajo no se acompaña del valor más alto de la patología.

Si ahora el foco del análisis se da en el estudio de la disparidad entre UG, prescindiendo de la variable socio-económica, se encuentra que si la referencia de comparación es el mínimo, el IPK, que se puede interpretar como la desviación absoluta media con respecto al mínimo en términos porcentuales es del 40 %, valor que se incrementa al pasar al escenario 2, cuando se intentaba una reducción pareja de 15 puntos porcentuales para todos las UG, mostrando entonces un aumento de la disparidad. Sin embargo el escenario 2 muestra que el IPKp que si toma en cuenta el peso de cada UG y la VEG son invariantes a este tipo de reducción pareja para las 11 UG. Por lo tanto en resumen al compararse con el valor de referencia mínimo el escenario que parece mas adecuado es el 4 ya que muestra un descenso de la disparidad medida por el IPK así como la varianza entre grupos, mostrando un disminución de la brecha siempre.

Si ahora se tiene en cuenta los resultados de las medidas de entropía presentadas en la Tabla 9, de los 2 índices para su mejor interpretación, interesa evaluar los que ya fueron transformados a a equivalencia de entropía. Para el escenario basal se puede decir que a nivel agregado (en las UG) la distribución de la variable CARIES, corresponde a la de una población de 2 clases , en la que el 46,5 % de una de ellas soporta el 53,5 % de la carga de enfermedad, mientras que la otra clase el 53,5 % soporta una carga del 46,5 %. Usando este razonamiento para el resto de los escenarios, puede decirse que los cambios en las prevalencia de CARIES en las UG para los diferentes escenarios, apenas impacta en la escala de equivalencia de entropía. En cualquiera de los 4 escenarios surge que a nivel agregado de las UG, no hay una disparidad de la carga de enfermedad.

Un índice que en este caso no se puede presentar es el IHoo, ya que una gran utilidad que brindaría este, es para la redistribución de recursos y no existe esa información. Se dispone de la prevalencia de CARIES en cada UG, pero no la cantidad de odontólogos disponibles en es zona geográfica. Si se conociese ese total se podría reasignar recursos de modo de poder lograr la mayor equidad, para combatir esa patología. Incluso en este caso se debería

separar las UG de acuerdo al nivel sociocultural que se usa para clasificarlas, ya que es de esperar que el nivel socioeconómico de las escuelas privadas, fuese un diferencial en el acceso a la atención de las patologías. Si por otra parte en el contexto de un programa de atención en salud bucal para escolares, donde los derechos a la atención fuesen los mismos con independencia del contexto de la escuela, la reasignación de recursos en función del índice de IHoo, incluiría a todas.

Por último antes de pasar a la sección 5 de conclusiones, resta por analizar y discutir los resultados, considerando las desigualdades a nivel individual (para cada escolar), en lugar de a nivel de las UG, para luego si estratificar por éstas. Si se observan las CCC, en general muestran una concentración de la patología CARIES muy importante a nivel global, lo que es un indicio de que si en lugar de considerar la prevalencia, se considera la extensión a través del conteo, la situación cambia drásticamente, ya que ponen de manifiesto una situación epidemiológica que tiene 2 lecturas. Que exista concentración a nivel global o incluso estratificando por tipo de UG, muestra que hay pocos niños que llevan la mayor carga de CARIES, es decir que hay pocos escolares con muchas CARIES. Tal como se dijo antes esto tiene una lectura por un lado de concentración del fenómeno, que puede ser revertido actuando sobre pocos escolares, que puede verse en las Figuras 3 y 4. La otra lectura que puede hacerse, es que al trabajar a nivel individual aparece que las UG que contienen escuelas del sector privado se diferencian, de las otras, mostrando que el problema es a 2 niveles; por una lado la patología está igualmente repartida entre todos los escolares de las escuelas de tipo ECSC, es decir es un problema más difícil de solucionar donde solamente el 40 %, mientras que para las escuelas de las UG de escuelas privadas la intervención es más sencilla, ya que son solamente el 40 % los escolares que presentan patología pero con una diferenciación de las escuelas de tipo ECSC, ya que solo el 20 % de los escolares de EP tiene el 80 % de la carga de enfermedad, contra un 40 % que aparece como carga para el 20 % más enfermo de los escolares de ECSC. Si se observan las CCC, cuando se estratifican solamente por zona geográfica, el fenómeno de extensión de CARIES no presenta diferenciación.

Estos mismo análisis hechos en función de las CCC, pueden ser complementados con los índices presentados en la Tabla 10, donde observando la columna del IGini, aparece la brecha entre las UG de ECSC y de EP. Esa misma brecha se verifica para el ITheil y se amplifica al considerar la entropía y el índice de Atkinson.

## 5. Conclusiones y futuros pasos

Habiendo hecho el análisis de la patología CARIES en términos de desigualdad, usando diferentes herramientas, surgen resultados, muy importantes en cuanto al diagnóstico epidemiológico y la planificación que permite realizar a partir de éstos.

Para hacer la comparación se optó por crear UG, naturales combinando 2 atributos como son la ubicación geográfica y la tipología de escuelas, mostrando que en muchos casos las brechas para el escenario basal no son muy importantes, tanto que se considere el nivel socioeconómico, como que se prescindiera del mismo. Eso puede ser un buen indicio de que tal vez en lugar de trabajar con UG naturales, se podría establecer una tipología de éstas, creando una clasificación de escuelas a través de algún método de clustering, donde las nuevas UG, estarían formadas por escuelas mezcladas en la geografía de Montevideo y en cuanto a su pertenencia a la tipología de escuelas que hace ANEP. Esa nueva partición de las escuelas, estarían diferenciadas en términos de patología y nivel socioeconómico y tal vez mostrarían mayores brechas en términos de desigualdad.

Por último es importante destacar que el trabajar a nivel agregado, es decir con las UG, las brechas que parecían no existir aparecen, mostrando resultados muy diferentes, que además son buenos trazadores para fijar las políticas de intervención.

Sería muy importante como trabajo a futuro, hacer el ejercicio similar al que se presentó para los 4 escenarios (1 basal y los otros 3), trabajando a nivel individual, donde mediante Simulación Monte Carlo (SM), evaluar como impactan las variaciones hechas para cada escenario, donde sería necesario establecer como funciona un descenso del 10% a nivel de la UG, que es a nivel promedio pero que a nivel individual debería funcionar de forma diferente. Esta nueva perspectiva de análisis, implica en lugar de considerar un descenso de 10% (si fuera el caso), una distribución de probabilidad, donde el 10% sería la media, pero faltarían otros parámetros para caracterizar el comportamiento, como por ejemplo la varianza. También recordando que la prevalencia, puede ser modelada como una proporción a través de la distribución *Beta*, se podría usar para simular a nivel individual de la patología en cada escenario.

## Referencias Bibliográficas

- Aida, J., Kondo, K., Kondo, N., Watt, R. G., Sheiham, A., y Tsakos, G. (2011). Income inequality, social capital and self-rated health and dental status in older japanese. *Soc Sci Med*, 73(10):1561–8. Aida, Jun Kondo, Katsunori Kondo, Naoki Watt, Richard G Sheiham, Aubrey Tsakos, Georgios England 1982 Soc Sci Med. 2011 Nov;73(10):1561-8. doi: 10.1016/j.socscimed.2011.09.005. Epub 2011 Sep 29.
- Bacallao, J. (2013). *Ensayo crítico acerca de la medición de las desigualdades sociales en salud*. Tesis de doctorado, Universidad de ciencias médicas de La Habana.
- Bacallao, J., Castillo-Salgado, C., Schneider, M. C., Mujica, O. J., Loyola, E., y Manuel, V. (2002). Índices para medir las desigualdades de salud de carácter social basados en la noción de entropía. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 12:429 – 435.
- CSDH, C. o. S. D. o. H. (2008). A conceptual framework for action on the social determinants of health. discussion paper for the commission on social determinants of health draft. Technical report, WHO.
- Do, L. G., Spencer, A. J., Slade, G. D., Ha, D. H., Roberts-Thomson, K. F., y Liu, P. (2010). Trend of income-related inequality of child oral health in australia. *J Dent Res*, 89(9):959–64. Do, L G Spencer, A J Slade, G D Ha, D H Roberts-Thomson, K F Liu, P J Dent Res. 2010 Sep;89(9):959-64. doi: 10.1177/0022034510371280. Epub 2010 Jun 11.
- Elani, H. W., Harper, S., Allison, P. J., Bedos, C., y Kaufman, J. S. (2012). Socio-economic inequalities and oral health in canada and the united states. *J Dent Res*, 91(9):865–70. Elani, H W Harper, S Allison, P J Bedos, C Kaufman, J S J Dent Res. 2012 Sep;91(9):865-70. doi: 10.1177/0022034512455062. Epub 2012 Jul 26.
- Graham, H. (2004a). Social determinants and their unequal distribution: clarifying policy understandings. *Milbank Q*, 82(1):101–24. Graham, Hilary Milbank Q. 2004;82(1):101-24.
- Graham, H. (2004b). Tackling inequalities in health in england: remedying health disadvantages, narrowing health gaps or reducing health gradients? *J Social Policy*, 33(01):16.
- Keppel, K., E, P., Lynch, J., Carter-Pokras, O., Kim, I., Mays, V., Percy, J., Schoenbach, V., y Weissman, J. (2005). Methodological issues in measuring health disparities. *Vital Health Stat*, 141:1–16.

- Keppel, K., Pearcy, J., Jeffrey, N., y Klein, R. (2004). Measuring progress in healthy people 2010. *Healthy People Statistical Notes*, (25).
- Lumley, T. (2004). Analysis of complex survey samples. *Journal of Statistical Software*, 9(1):1–19. R package version 2.2.
- Mackenbach, J. P. y Kunst, A. E. (1997). Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from europe. *Soc Sci Med*, 44(6):757–71. Mackenbach, J P Kunst, A E ENGLAND 1982 Soc Sci Med. 1997 Mar;44(6):757-71.
- Narvai, P., Frazo, P., Roncalli, A., y Antunes, J. (2006). Caries dentaria no brasil: declínio, polarização, iniquidade e exclusão social. *Rev Panam Salud Publica*, 19(6):8.
- Petersen, P. E. (2009). Global policy for improvement of oral health in the 21st century—implications to oral health research of world health assembly 2007, world health organization. *Community Dent Oral Epidemiol*, 37(1):1–8. Petersen, Poul Erik Denmark Community Dent Oral Epidemiol. 2009 Feb;37(1):1-8. doi: 10.1111/j.1600-0528.2008.00448.x. Epub 2008 Nov 12.
- Sanders, A. (2007). Social determinants of oral health: conditions linked to socioeconomic of inequalities in oral health in the australian population. Technical report, University of Adelaide.
- Santiago Pérez, M. I., Hervada Vidal, X., Naveira Barbeito, G., Silva, L. C., Fariñas, H., Vázquez, E., Bacallao, J., y Mujica, O. J. (2010). El programa epidat: usos y perspectivas. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 27:80 – 82.
- Schneider, M., Castillo-Salgado, C., Bacallao, J., Loyola, E., Mujica, O., y Vidaurre, M. (2002). Métodos de medición de las desigualdades de salud. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 12(6):398–415.
- Tillé, Y. y Matei, A. (2016). *sampling: Survey Sampling*. R package version 2.8.
- Tsakos, G., Demakakos, P., Breeze, E., y Watt, R. G. (2011). Social gradients in oral health in older adults: findings from the english longitudinal survey of aging. *Am J Public Health*, 101(10):1892–9. Tsakos, Georgios Demakakos, Panayotes Breeze, Elizabeth Watt, Richard G 2R01AG017644/AG/NIA NIH HHS/2R01AG7644-01A1/AG/NIA NIH HHS/ Am J Public Health. 2011 Oct;101(10):1892-9. doi: 10.2105/AJPH.2011.300215. Epub 2011 Aug 18.
- Wagstaff, A. (2002). Inequality aversion, health inequality and health achievement. Research Working Paper 2765, The World Bank Development Research Group Public Services and Human Development Network Health, Nutrition and Population Team.

Wagstaff, A., Paci, P., y van Doorslaer, E. (1991). On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med.*, 33:545–57.

Whitehead, M. (1992). The concepts and principles of equity and health. *Int J Health Serv*, 22(3):429–45. Whitehead, M *Int J Health Serv*. 1992;22(3):429-45.

WHO, W. H. O. (2000). Global strategy for the prevention and control of noncommunicable diseases. Technical report, WHO.

WHO, W. H. O. (2005). Preventing chronic diseases: a vital investment:who global report. Technical report, WHO.

Instituto de Estadística

---

Documentos de Trabajo



**Eduardo Acevedo 1139. CP 11200 Montevideo, Uruguay**

**Teléfonos y fax: (598) 2410 2564 - 2418 7381**

**Correo: [ddt@iesta.edu.uy](mailto:ddt@iesta.edu.uy)**

**[www.iesta.edu.uy](http://www.iesta.edu.uy)**

**Área Publicaciones**

**Mayo, 2019**

**DT (19/2)**