

Original

Un índice de privación para reformar el modelo de financiación de la atención primaria en Cataluña



Cristina Colls^a, Montse Mias^a y Anna García-Altés^{a,b,c,*}

^a Agència de Qualitat i Avaluació Sanitàries de Catalunya, Departament de Salut de Catalunya, Barcelona, España

^b CIBER de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP), España

^c Institut d'Investigació Biomèdica (IIB Sant Pau), Barcelona, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 4 de diciembre de 2017

Aceptado el 24 de julio de 2018

On-line el 27 de diciembre de 2018

Palabras clave:

Índice de privación

Desigualdades en salud

Datos administrativos

Análisis de componentes principales

Financiación de la atención primaria

R E S U M E N

Objetivo: Construir un índice de privación para la asignación del presupuesto de los equipos de atención primaria de Cataluña, válido tanto para entornos urbanos como rurales y actualizable con más frecuencia que los índices construidos con las variables censales.

Método: A partir de la revisión de los índices de privación más comunes se seleccionaron las variables existentes de fuentes que permiten una actualización frecuente y que son representativas del ámbito territorial de las áreas básicas de salud. Se calcularon las correlaciones entre las variables escogidas y las variables de utilización de atención sanitaria y morbilidad. Se aplicó el análisis de componentes principales. Finalmente, se calcularon las correlaciones entre el índice construido y el índice MEDEA, y con variables de utilización de recursos y morbilidad para diferentes tramos de dispersión poblacional.

Resultados: Las variables de renta, ocupación y nivel de estudios son las que tienen más correlación con la utilización de atención sanitaria y la morbilidad. El índice socioeconómico compuesto (ISC) tiene un rango de $-0,01$ a $5,68$, una media de $2,60$ y una desviación estándar de $0,91$. La correlación entre el ISC y el MEDEA es de $0,89$. El ISC se correlaciona con la utilización de atención sanitaria tanto en los entornos urbanos como en los rurales, aunque en estos últimos la asociación es menor.

Conclusiones: El ISC se ha construido con datos que permiten una actualización frecuente, y se ha integrado en el modelo de asignación de recursos de la atención primaria a partir de 2017.

© 2018 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

A deprivation index to reform the financing model of primary care in Catalonia (Spain)

A B S T R A C T

Objective: To build a deprivation index for the assignation of the budgets of the primary healthcare teams in Catalonia (Spain) valid for both urban and rural environments and updatable with greater frequency than indices built from census variables.

Method: Starting from a review of the most common deprivation indices, variables were selected from sources that allow frequent updating and are representative at the territorial level of primary care. The correlations were calculated between the chosen variables and variables of need for healthcare and morbidity. principal components analysis was applied. Finally, the correlations of the index built with the MEDEA index and with variables of use of healthcare resources and morbidity was calculated stratifying by geographical dispersion.

Results: The variables of income, occupation and education are the ones with the highest correlation with the need for healthcare and morbidity. The composed socioeconomic index (CSI) ranges from $-0,01$ to $5,68$, with an average value of $2,60$ and a standard deviation of $0,91$. The correlation between the CSI and the MEDEA index is $0,89$. The CSI correlates with use for healthcare in both urban and rural environments, although in rural environments the association is lower.

Conclusions: The CSI was built with data that allow frequent updating and was integrated in the model for allocating resources to primary healthcare starting in 2017.

© 2018 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords:

Deprivation index

Health inequalities

Administrative data

Principal components analysis

Primary care financing

Introducción

En los últimos años, coincidiendo con la situación de crisis económica, ha resurgido la preocupación por el efecto de las desigualdades sociales en la salud de la población^{1,2}. La voluntad de

* Autora para correspondencia.

Correo electrónico: agarciaaltés@gencat.cat (A. García-Altés).

mitigar su efecto, en un contexto de recursos limitados, ha hecho renacer el interés por los índices de privación económica.

Los índices de privación permiten la objetivación del concepto de falta de recursos económicos y sociales, y su traslación a áreas geográficas pequeñas, posibilitando la clasificación de los territorios de menor a mayor privación. Empezaron a utilizarse durante los años 1980 en Gran Bretaña, y los más conocidos son los índices de Townsend³, de Carstairs y Morris^{4,5}, de Jarman^{6,7} y el *Index of Multiple Deprivation*^{8–10}. Todos ellos se construyen con la adición de diferentes indicadores socioeconómicos ponderados por un peso teórico o resultado de un modelo estadístico multivariante¹¹.

Los índices de privación se han utilizado como instrumentos para el estudio de desigualdades en salud, pero algunos países los han incorporado como componentes en las fórmulas de financiación de los servicios sanitarios, con el fin de evitar que la privación social también acabe asociada a un empeoramiento de la atención sanitaria^{12,13}. El caso más conocido fue el *Resource Allocation Working Party*¹⁴, promovido por el National Health Service, que estableció criterios y fórmulas para la mejora de la equidad en la financiación de la atención especializada.

En España, durante el año 2007, en el marco del proyecto «Mortalidad en áreas pequeñas Españolas y Desigualdades socioeconómicas y Ambientales» (MEDEA) se creó un índice de privación para áreas pequeñas (secciones censales) de entornos urbanos, a partir de los datos censales de 2001¹⁵. El índice MEDEA se ha utilizado para el análisis de las desigualdades en salud en áreas pequeñas de zonas urbanas, y para la identificación y la priorización de territorios de especial vulnerabilidad socioeconómica.

El índice socioeconómico compuesto (ISC) responde al objetivo de construir un índice de privación para la asignación del presupuesto de los equipos de atención primaria de Cataluña, válido tanto para entornos urbanos como para entornos rurales, y actualizable con más frecuencia que los índices contruidos a partir de variables censales.

Método

Ámbito de estudio y fuentes de información

La construcción del ISC se ha realizado a nivel de área básica de salud (ABS), que es el área geográfica de referencia de un equipo de atención primaria (EAP). En el año 2015, en Cataluña había 369 ABS, con una población media asignada de 19.910 personas y un rango de 2163 a 62.260 personas. El 75% de la población catalana está asignada a áreas de entre 13.145 y 26.536 personas.

Las fuentes de información de las variables socioeconómicas consideradas en la construcción del ISC fueron el registro central de asegurados (2015) del Servicio Catalán de la Salud, el registro estadístico de población (2014) del Idescat, el registro de mortalidad de Cataluña (2011–2013) del Departament de Salut y el conjunto mínimo básico de datos de atención hospitalaria (2015) del Servicio Catalán de la Salud. Las variables relativas a utilización de atención sanitaria y morbilidad se obtuvieron de los conjuntos mínimos básicos de datos de atención primaria (2015) y de atención urgente (2015), y de la base de datos de morbilidad poblacional (2015), del Servicio Catalán de la Salud.

Selección de las variables para la construcción del índice

La selección de las variables candidatas se realizó en dos pasos. En primer lugar, se revisaron las variables utilizadas para la construcción de los cuatro índices de privación más utilizados y adaptados (Townsend³, Carstairs-Morris^{4,5}, Jarman^{6,7} e *Index of Multiple Deprivation*^{8–10}), y de los dos índices aplicados en Cataluña (MEDEA y Lertxundi¹⁶). Las variables de los índices revisados

pueden clasificarse en nueve dimensiones, siendo las de mercado de trabajo y clase social, educación, condiciones de la vivienda y renta las más habituales (véase el Apéndice online). Se escogieron variables similares de fuentes que permitieran una actualización anual¹⁷.

En segundo lugar, teniendo en cuenta que el índice de privación resultante se utilizará en el contexto de un modelo de asignación de recursos, se evaluó la relación de las variables candidatas a formar parte del índice y otras variables indicativas de utilización de recursos en el ámbito de la atención primaria y de morbilidad. Estas variables fueron la población asignada atendida en atención primaria, las visitas por persona asignada, las urgencias tributarias de atención por parte de los EAP (niveles 4 y 5 de triaje), la complejidad clínica y la población atendida por complejidad. Esta última variable aproxima la carga o presión asistencial de los EAP¹⁸. Todas las variables fueron estandarizadas por edad y sexo utilizando el método indirecto mediante regresión de Poisson, excepto en el caso de la complejidad clínica, para la que la estandarización se realizó mediante regresión lineal. Los grupos de edad considerados fueron los de 0–4, 5–14, 15–44, 45–64, 65–74, 75–84 y más de 84 años, dado que reflejan adecuadamente las diferencias tanto en utilización de servicios sanitarios como en nivel socioeconómico relacionadas con la edad.

Asimismo, se evaluó la relación entre las variables escogidas para evitar redundancias que pudieran dificultar la interpretación del resultado.

Análisis estadístico

Se realizó un análisis descriptivo de las variables seleccionadas haciendo las transformaciones oportunas en caso de falta de normalidad. La evaluación del grado de relación entre las variables candidatas a formar parte del índice y las variables indicativas de utilización de recursos y morbilidad se llevó a cabo mediante correlaciones de Pearson.

La metodología utilizada para el cálculo del ISC fue el análisis de componentes principales. Una vez obtenido el índice se calculó su correlación de Pearson con las variables de utilización de recursos y morbilidad seleccionadas, estratificando por nivel de dispersión territorial, a fin de comprobar si el ISC se relaciona en la misma medida con estas variables tanto en ambientes urbanos como en ambientes rurales, y por tanto si cumple el requisito de validez para todos los ambientes.

La información relativa a la dispersión se obtuvo a partir del cálculo histórico de dispersión que hasta la actualidad ha utilizado el CatSalut para la asignación de recursos a los EAP. Según este cálculo, se define dispersión como la probabilidad de que dos pacientes consecutivos de una misma ABS residan en localidades (núcleos de población) diferentes. Dado que esta variable no tiene en cuenta la distancia entre las diferentes localidades que conforman una ABS, existe un segundo cálculo a partir del logaritmo de la inversa de la densidad poblacional (escalado a una puntuación de 0–100%). En las ABS donde los dos cálculos difieren se combinan los dos métodos, ponderando con 2 puntos el cálculo inicial y con 1 punto el segundo. La variable dispersión se ha categorizado en cinco grupos: sin dispersión (dispersión inferior a 0,1), muy baja (entre 0,1 y 0,4), baja (entre 0,5 y 0,6), moderada (entre 0,7 y 0,8) y alta (superior a 0,8).

Finalmente, también se calculó la correlación de Pearson entre el ISC y el índice MEDEA. El análisis estadístico se realizó con Stata 13.

Resultados

Se consiguieron 11 variables similares a las de los índices de privación revisados (véase el Apéndice online): tres variables de

Tabla 1
Coeficientes de correlación de Pearson entre las variables seleccionadas y las variables de utilización de recursos sanitarios y morbilidad

Variable	Población atendida en atención primaria	Visitas de atención primaria por persona asignada	Urgencias tributarias de atenderse en atención primaria por persona asignada	Complejidad clínica (grupos de morbilidad ajustados)	Población atendida por complejidad
Exención de copago farmacéutico	0,32 ^a	0,28 ^a	0,35 ^a	0,51 ^a	0,27 ^a
Renta inferior a 18.000 €	0,60 ^a	0,61 ^a	0,02	0,46 ^a	0,53 ^a
Renta superior a 100.000 €	-0,71 ^a	-0,53 ^a	-0,23 ^a	-0,58 ^a	-0,60 ^a
Ocupaciones manuales	0,76 ^a	0,71 ^a	0,02	0,58 ^a	0,64 ^a
No ocupación	0,04	0,16	0,21 ^a	0,24 ^a	0,03
Nivel de instrucción insuficiente	0,61 ^a	0,47 ^a	0,25 ^a	0,69 ^a	0,56 ^a
Sin estudios secundarios posobligatorios	0,73 ^a	0,58 ^a	0,21 ^a	0,67 ^a	0,60 ^a
Nacionalidad de un país en vías de desarrollo	-0,07	0,02	0,20 ^a	0,15 ^b	-0,06
Mayores de 64 años en hogares unipersonales	-0,20 ^a	0,02	-0,05	-0,28 ^a	-0,09
Mortalidad anterior a los 75 años	0,29 ^a	0,27 ^a	0,19 ^a	0,49 ^a	0,45 ^a
Hospitalizaciones potencialmente evitables	0,22 ^a	0,10	0,40 ^a	0,52 ^a	0,24 ^a

^a $p < 0,001$.

^b $p < 0,01$.

renta, dos de ocupación, dos de nivel de estudios, dos de cohesión social y dos de salud.

Las variables seleccionadas son la población exenta de copago farmacéutico (%), la población con renta inferior a 18.000 € (%), la población con renta superior a 100.000 € (%), la población con ocupaciones manuales (%), la población no ocupada (%), la población con nivel de instrucción insuficiente (%), la población sin estudios secundarios posobligatorios (%), la población con nacionalidad de un país en vías de desarrollo (%), la población mayor de 64 años en hogares unipersonales (%), la mortalidad anterior a los 75 años y las hospitalizaciones potencialmente evitables. A la variable de renta superior a 100.000 € se le aplicó una transformación logarítmica para suavizar su asimetría positiva.

Las variables relativas a renta, ocupación y nivel de estudios son las que tienen una relación más clara con la utilización de los servicios de atención sanitaria y la morbilidad (tabla 1). Destacan los coeficientes de correlación entre las ocupaciones manuales y la población atendida en atención primaria ($r = 0,76$) o las visitas por persona asignada ($r = 0,71$). Destaca también la relación entre la instrucción insuficiente, la población sin estudios secundarios y la complejidad clínica ($r = 0,69$ y $r = 0,67$, respectivamente). Las variables de mortalidad anterior a los 75 años y de hospitalizaciones potencialmente evitables tienen una relación más débil con la utilización de los recursos de atención primaria, pero están relacionadas con la complejidad clínica ($r = 0,49$ y $r = 0,52$, respectivamente). Las dos variables más relacionadas con el uso de urgencias son la de renta más extrema (exención de copago farmacéutico) y las hospitalizaciones potencialmente evitables ($r = 0,35$ y $r = 0,40$, respectivamente). Por último, las variables de no ocupación, nacionalidad de un país en vías de desarrollo y mayores de 64 años en hogares unipersonales tienen poca relación con las variables seleccionadas, con valores de correlación que no alcanzan 0,3 en ningún caso.

Al analizar la correlación entre las variables socioeconómicas se observan correlaciones muy elevadas entre las rentas inferiores a 18.000 € y las ocupaciones manuales ($r = 0,86$), entre sin estudios secundarios posobligatorios y ocupaciones manuales ($r = 0,90$), y entre sin estudios secundarios posobligatorios e instrucción insuficiente ($r = 0,90$). Debido a la gran correlación de los estudios secundarios posobligatorios con ocupaciones manuales y con educación insuficiente, la primera se descartó del cálculo del índice. El

resto de las correlaciones entre variables socioeconómicas fueron menores.

Así, las variables seleccionadas para el cálculo del ISC son renta, ocupaciones manuales, nivel de instrucción insuficiente, mortalidad anterior a los 75 años y hospitalizaciones potencialmente evitables.

El primer componente del análisis de componentes principales recoge el 62,5% de la variabilidad de las variables del modelo (tabla 2), y otorga más peso a las variables socioeconómicas que a las relativas a resultados en salud, con saturaciones de aproximadamente 0,4 para las variables renta, ocupación y nivel de instrucción insuficiente y 0,3 para las variables mortalidad anterior a los 75 años y hospitalizaciones potencialmente evitables.

El segundo componente otorga más peso a las variables de resultados en salud. La mayor saturación corresponde a la variable hospitalizaciones potencialmente evitables, seguida de la mortalidad anterior a los 75 años, y en cambio, las variables ocupaciones manuales y renta inferior a 18.000 € presentan saturaciones de signo negativo, lo que dificulta su interpretación. La suma de los dos primeros componentes supone el 77,0% del total de la varianza de las variables originales. Sin embargo, se ha construido el ISC utilizando solo el primero debido a que la interpretación del segundo es poco intuitiva. El valor de las saturaciones se ha utilizado para ponderar el peso de cada variable en el índice.

El ISC tiene un rango de $-0,01$ a $5,68$, con una media de $2,60$ y una desviación estándar de $0,91$. Un valor más alto del ISC supone mayor privación y, por tanto, un nivel socioeconómico menor. Los territorios que tienen una mayor proporción de ABS de nivel socioeconómico bajo sobre el total de las ABS de su territorio son Barcelona Nord y Terres de l'Ebre, y los que tienen menor proporción son Alt Pirineu i Aran, Girona y Catalunya Central (tabla 3).

El ISC está relacionado con la utilización de servicios de atención sanitaria y la morbilidad tanto en las ABS urbanas como en las rurales (tabla 4). Aun así, las correlaciones son mayores en los primeros que en los segundos: mientras la correlación entre el ISC y el indicador población atendida por complejidad es de $0,74$ en los entornos sin dispersión (urbanos), el coeficiente se reduce hasta $0,49$ en aquellos con dispersión alta (rurales).

Tabla 2
Saturaciones, valores propios y proporción de la varianza total explicada de los componentes del análisis de componentes principales

Variable	Componente 1	Componente 2	Componente 3	Componente 4	Componente 5	Componente 6	Componente 7
Exención de copago farmacéutico	0,37	0,25	−0,17	0,82	0,27	−0,04	−0,16
Renta inferior a 18.000 €	0,40	−0,41	0,11	−0,12	0,59	0,05	0,54
Renta superior a 100.000 € (ln)	−0,44	0,15	0,06	0,20	0,15	0,82	0,24
Ocupaciones manuales	0,41	−0,41	0,09	−0,11	−0,07	0,50	−0,62
Nivel de instrucción insuficiente	0,43	0,01	−0,19	0,10	−0,70	0,21	0,49
Mortalidad anterior a los 75 años	0,27	0,47	0,83	−0,07	−0,05	0,02	0,02
Hospitalizaciones potencialmente evitables	0,29	0,60	−0,46	−0,50	0,25	0,18	−0,07
Valores propios	4,38	1,02	0,65	0,44	0,25	0,17	0,10
Varianza total explicada	62,5%	14,5%	9,3%	6,3%	3,6%	2,5%	1,4%

ln: logaritmo neperiano.

Tabla 3
Quintiles de las variables que componen el índice socioeconómico compuesto por regiones sanitarias de Cataluña y áreas territoriales de la región sanitaria de Barcelona

Variable	Lleida	Camp de Tarragona	Terres de l'Ebre	Girona	Catalunya Central	Alt Pirineu i Aran	Barcelona Nord	Barcelona Sud	Barcelona Ciutat
<i>Exención de copago farmacéutico (%)</i>									
P20	3,0%	3,2%	3,7%	2,8%	2,6%	1,9%	2,7%	2,8%	2,0%
P40	3,2%	3,6%	3,8%	3,8%	3,8%	2,2%	3,6%	3,3%	2,6%
P60	3,6%	4,5%	4,5%	4,3%	4,2%	2,9%	4,4%	3,8%	3,4%
P80	4,3%	6,3%	5,0%	5,6%	5,9%	3,2%	6,0%	4,9%	4,8%
<i>Renta inferior a 18.000 € (%)</i>									
P20	68,9%	62,8%	71,5%	68,0%	64,4%	71,3%	60,1%	59,7%	54,1%
P40	71,6%	67,7%	76,5%	69,7%	66,2%	71,7%	63,0%	62,6%	59,1%
P60	73,0%	71,2%	76,9%	71,8%	67,9%	74,8%	66,2%	64,8%	63,4%
P80	75,5%	71,7%	79,3%	74,3%	70,2%	75,9%	70,8%	67,2%	71,0%
<i>Renta superior a 100.000 € (%)</i>									
P20	0,13%	0,17%	0,12%	0,24%	0,22%	0,15%	0,10%	0,16%	0,18%
P40	0,24%	0,28%	0,17%	0,32%	0,27%	0,24%	0,25%	0,28%	0,38%
P60	0,32%	0,39%	0,21%	0,37%	0,35%	0,27%	0,52%	0,47%	0,78%
P80	0,38%	0,64%	0,30%	0,43%	0,52%	0,35%	1,00%	0,77%	2,29%
<i>Ocupaciones manuales (%)</i>									
P20	47,5%	43,8%	53,4%	49,1%	47,5%	50,8%	37,9%	39,3%	23,7%
P40	53,6%	47,3%	54,0%	50,8%	50,8%	53,4%	45,2%	43,7%	30,0%
P60	57,7%	51,4%	59,8%	52,8%	53,8%	54,6%	48,8%	47,4%	35,9%
P80	62,0%	56,7%	61,7%	55,3%	57,1%	56,0%	54,8%	52,0%	44,6%
<i>Nivel de instrucción insuficiente (%)</i>									
P20	21,2%	17,8%	23,2%	19,9%	19,8%	17,9%	18,1%	19,8%	12,8%
P40	24,6%	22,5%	26,6%	22,0%	21,5%	18,1%	22,0%	23,1%	17,8%
P60	25,7%	24,7%	27,1%	23,5%	23,7%	21,9%	25,8%	24,8%	20,8%
P80	26,9%	29,3%	27,5%	26,8%	27,7%	23,0%	31,8%	27,1%	25,4%
<i>Mortalidad anterior a los 75 años (por 1000 hab.)</i>									
P20	1,97	2,08	1,95	2,08	2,17	1,90	2,02	2,20	1,97
P40	2,26	2,20	2,25	2,22	2,31	2,13	2,22	2,28	2,18
P60	2,35	2,44	2,45	2,43	2,45	2,94	2,39	2,36	2,32
P80	2,49	2,64	2,46	2,62	2,71	2,99	2,56	2,52	2,53
<i>Hospitalizaciones potencialmente evitables (por 1000 hab.)</i>									
P20	4,43	4,24	4,43	3,85	4,36	4,60	5,49	4,74	3,77
P40	5,55	4,60	2,83	4,60	4,98	5,31	6,05	5,83	5,10
P60	6,08	5,54	3,38	5,67	5,42	7,04	6,94	7,29	6,85
P80	6,87	7,54	4,19	7,07	6,17	7,39	8,28	8,62	8,12
<i>ISC</i>									
P20	2,62	1,98	2,62	2,34	2,28	2,32	1,87	2,03	1,21
P40	2,74	2,56	2,90	2,55	2,63	2,64	2,34	2,39	1,97
P60	2,96	2,85	3,08	2,79	2,76	2,89	2,78	2,76	2,31
P80	3,16	3,19	3,20	2,95	3,13	2,92	3,73	3,21	3,10
<i>Número y porcentaje de ABS que pertenecen al último quintil del ISC</i>									
N	3	7	3	4	5	0	27	12	13
%	13,6	21,2	27,3	9,8	13,2	0,0	30,7	20,7	18,8

ABS: área básica de salud; ISC: índice socioeconómico compuesto.

Por último, el coeficiente de correlación de Pearson entre el ISC y el MEDEA es de 0,89.

Discusión

Este estudio ha permitido la creación de un índice socioeconómico para las ABS que cumple criterios de

facilidad de interpretación, posibilidad de actualización periódica y capacidad explicativa del efecto de las diferencias socioeconómicas en la utilización de los servicios de atención sanitaria y la morbilidad, tanto en ámbitos urbanos como en ámbitos rurales.

Las variables utilizadas para su construcción han sido la exención de copago farmacéutico, la renta inferior a 18.000 €, la renta superior a 100.000 €, las ocupaciones manuales, el nivel de

Tabla 4
Coeficientes de correlación de Pearson entre el índice socioeconómico compuesto y las variables de utilización de recursos sanitarios y morbilidad por grado de dispersión territorial

Grado de dispersión ^a	N.º de EAP	%	Coeficiente de correlación de Pearson				
			Población atendida en atención primaria	Visitas de atención primaria por persona asignada	Urgencias tributarias de atenderse en atención primaria por persona asignada	Complejidad clínica (grupos de morbilidad ajustados)	Población atendida por complejidad
Sin dispersión	169	45,8	0,77 ^b	0,75 ^b	0,46 ^b	0,84 ^b	0,74 ^b
Muy baja	45	12,2	0,58 ^b	0,40 ^c	0,11	0,63 ^b	0,50 ^b
Baja	46	12,5	0,52 ^b	0,40 ^c	0,29 ^d	0,43 ^c	0,36
Moderada	57	15,4	0,50 ^b	0,43 ^b	0,00	0,45 ^b	0,45 ^b
Alta	52	14,1	0,49 ^b	0,49 ^b	-0,22	0,16	0,49 ^b

EAP: equipos de atención primaria.

^a Sin dispersión (dispersión < 0,1), muy baja (0,1-0,4), baja (0,5-0,6), moderada (0,7-0,8) y alta (>0,8).

^b p < 0,001.

^c p < 0,01.

^d p < 0,05.

instrucción insuficiente, la mortalidad anterior a los 75 años y las hospitalizaciones potencialmente evitables. La utilización de una metodología multivariante, en concreto el análisis de componentes principales, se ha considerado la mejor de las opciones, pues se trata de variables con una gran correlación entre ellas y no se dispone de estimaciones teóricas de cuál es la contribución de cada una al concepto de privación.

Un rasgo diferencial del ISC en relación con otros índices de privación es la consideración de variables poblacionales de renta en su composición. Aunque los grupos de renta utilizados para la determinación del copago farmacéutico sean muy amplios, se ha puesto de manifiesto que esta información es muy útil para estimar el uso de recursos e identificar los grupos con mayor vulnerabilidad social y mayor riesgo de elevadas morbilidad y mortalidad¹⁹.

Un segundo rasgo diferencial es la inclusión de la mortalidad anterior a los 75 años y la hospitalización potencialmente evitable en el cálculo del ISC. Si bien estas dos variables obtienen saturaciones más bajas que el resto, son en especial interesantes porque se ha observado que presentan valores muy elevados en grupos con pobreza extrema, y por tanto pueden contribuir a discriminar los territorios con mayor grado de pobreza¹⁹.

También es un rasgo de este índice que no incluye la tasa de desempleo entre sus componentes, si bien tradicionalmente ha sido muy valorada en la construcción de índices de privación¹¹. El hecho de que el registro estadístico de población no distinga entre población desempleada e inactiva impide el cálculo de un indicador específico de desempleo que cumpla con el requisito de capacidad de actualización periódica. El indicador disponible tiene una relación mucho más débil con la utilización de servicios y la morbilidad que otros indicadores, como el de ocupaciones manuales o el de nivel de renta; por este motivo se ha decidido su exclusión en el cálculo del ISC. Sin embargo, para nuevas revisiones del índice cabría la posibilidad de estimar de forma alternativa la población desocupada a partir de la información utilizada para el cálculo del copago farmacéutico, empleando una metodología similar a la utilizada en otros trabajos²⁰.

Otro aspecto diferencial es haber usado fuentes que permiten una actualización frecuente de los indicadores. La información censal ha sido utilizada tradicionalmente en la construcción de estos índices debido a que ofrece datos poblacionales homogéneos de todo un país y es de fácil manejo al tratarse de una única fuente de información. Sin embargo, a la limitación de la baja frecuencia de actualización se ha añadido recientemente el cambio de metodología en el cálculo del censo poblacional²⁰, que ha pasado

a actualizarse a partir de datos de muestras, hecho que supone un interrogante sobre qué capacidad tendrá en el futuro para detectar cambios que afectan a territorios pequeños.

El nivel territorial escogido para el cálculo del ISC ha sido el ABS; dado que se trata de un índice diseñado para la distribución de recursos a los EAP, esta división territorial es adecuada. Sin embargo, para el análisis de desigualdades sociales, y especialmente en algunos territorios, puede ser más indicado el uso de una división territorial inferior, como la sección censal, a fin de garantizar que la población de cada área sea lo más homogénea posible²¹.

La consideración de indicadores de utilización de servicios como criterio para la selección de las variables que conforman el ISC podría suponer una debilidad en caso de que esta orientación suponga un alejamiento del concepto de necesidad. Necesidad de atención y necesidad de utilización son dos conceptos distintos²². No obstante, el hecho de haber optado por un índice de privación compuesto por variables socioeconómicas y de salud como criterio para distribuir el presupuesto de la atención primaria, en lugar de hacerlo directamente a partir de la presión asistencial observada en cada territorio, pone de manifiesto que la relación entre privación y necesidad está presente en la base del modelo.

Un requisito para la construcción del índice ha sido la necesidad de que sea válido tanto en ambientes urbanos como en ambientes rurales. Las iniciativas de índices de privación en entornos rurales no son tan habituales^{23,24}, y la mayoría de los trabajos realizados se han quedado en el plano teórico. Aun así, existe cierto consenso sobre el hecho de que la privación en los entornos rurales es fundamentalmente distinta de la de los entornos urbanos²⁵. En los entornos rurales, los niveles de ocupación son mayores y los niveles de renta son menores. El ISC es un índice único para los dos entornos, pero incluye el elemento renta, que puede ayudar a aproximar un poco mejor el nivel de vida en los entornos rurales. El resultado es que, al comparar con la utilización de servicios de atención sanitaria y la morbilidad, la relación se debilita a medida que aumenta la dispersión²⁶, de forma parecida a lo que ocurre con el MEDEA y su relación con la mortalidad²⁷, y a lo que ocurre con los principales índices de privación. Aun así, la relación no desaparece y se mantiene a niveles aceptables.

Aunque tiene en cuenta diferentes dimensiones en su definición, el ISC no ofrece por ahora una buena aproximación al fenómeno de la privación múltiple. Esta debilidad es común a todos los índices de privación revisados para la realización de este artículo. El efecto de la privación sobre el estado de salud crece a medida que

una persona se sitúa a la vez sobre diversos ejes de privación²⁸. Esta situación es muy frecuente en la realidad, donde son determinados grupos sociales los que acumulan varias circunstancias generadoras de privación, con un efecto muy importante sobre su salud.

El índice MEDEA buscaba sintetizar las diferencias socioeconómicas y las relacionaba con la mortalidad, mientras que el ISC las relaciona con la utilización de servicios sanitarios y la morbilidad. No obstante, los dos índices acaban pareciéndose mucho. Esta elevada correlación indica que la situación económica descrita por MEDEA probablemente sigue siendo vigente 10 años después de su construcción. Por otro lado, la construcción del ISC pone de manifiesto que es viable la elaboración de índices socioeconómicos a partir de información alternativa a la censal.

En resumen, se ha construido un índice de privación para mejorar la asignación de recursos a la atención primaria, pero su definición es suficientemente general como para aplicarlo en otros ámbitos como la planificación de políticas sanitarias o el estudio de las desigualdades. El resultado de este cálculo se ha integrado en el modelo de asignación de recursos de la atención primaria del Servicio Catalán de la Salud a partir del año 2017.

¿Qué se sabe sobre el tema?

En los últimos años, coincidiendo con la situación de crisis económica, ha renacido el interés por los índices de privación económica. En España, durante el año 2007, en el marco del proyecto MEDEA se creó un índice de privación a partir de datos censales para áreas pequeñas, que ha sido ampliamente utilizado para el análisis de las desigualdades en salud de zonas urbanas y para la identificación y la priorización de territorios de especial vulnerabilidad socioeconómica.

¿Que añade el estudio realizado a la literatura?

Este estudio ha permitido la creación de un índice socioeconómico para todas las áreas básicas de salud de Cataluña, tanto urbanas como rurales. El indicador socioeconómico compuesto cumple criterios de facilidad de interpretación, posibilidad de actualización periódica y capacidad explicativa del efecto de las diferencias socioeconómicas en las necesidades de atención sanitaria. El resultado de este cálculo se ha integrado en el modelo de asignación de recursos de la atención primaria a partir del año 2017.

Editora responsable del artículo

Erica Briones-Vozmediano.

Declaración de transparencia

La autora principal (garante responsable del manuscrito) afirma que este manuscrito es un reporte honesto, preciso y transparente del estudio que se remite a GACETA SANITARIA, que no se han omitido aspectos importantes del estudio, y que las discrepancias del estudio según lo previsto (y, si son relevantes, registradas) se han explicado.

Contribuciones de autoría

A. García-Altés dirigió el proyecto y la concepción del artículo. C. Colls realizó el análisis estadístico y la redacción del artículo.

M. Mias realizó las visualizaciones de datos. Todas las autoras aprueban la versión final del artículo para su publicación.

Agradecimientos

Quisiéramos agradecer la contribución de los profesionales que han ayudado en la realización de este trabajo: François Aguado (ICS), Veva Barba (AQuAS), Lluís Bohigas, Montse Bustins (CatSalut), Carmen Cabezas (Secretaría de Salud Pública), Carme Casas (CatSalut), Arantxa Catalán (AQuAS), Toni Dedeu (AQuAS), Mireia Farré (Idescat), Oriol Garcia (DG de Planificació en Salut), Guillem López-Casasnovas (UPF), Marc Marí (ASPB), Anna Mompert (DG de Planificació en Salut), Ivan Planas (CatSalut), Joan M.V. Pons (AQuAS), Marisol Rodríguez (UB), Cristina Rovira (Idescat), Lola Ruiz (AQuAS), Esteve Saltó (DG de Planificació en Salut), Xavier Salvador (CatSalut), Mireia Sans (CAPSE), Xavier Serra-Picamal (AQuAS), Emili Vela (CatSalut) y Frederic Udina (Idescat).

Financiación

Ninguna.

Conflictos de intereses

Ninguno.

Anexo. Material adicional

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en [doi:10.1016/j.gaceta.2018.07.015](https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2018.07.015).

Bibliografía

- Dávila Quintana CD, González López-Valcárcel B. Crisis económica y salud. *Gac Sanit.* 2009;23:261–5.
- Regidor E, Barrio G, Bravo MJ, et al. Has health in Spain been declining since the economic crisis? *J Epidemiol Community Health.* 2014;68:280–2.
- Townsend P. Deprivation. *J Soc Policy.* 1987;16:125–46.
- Carstairs V, Morris R. Deprivation and health in Scotland. *Health Bull (Edinb).* 1990;48:162–75.
- Morris R, Carstairs V. Which deprivation? A comparison of selected deprivation indexes. *J Public Health Med.* 1991;13:318–26.
- Jarman B. Identification of underprivileged areas. *Br Med J (Clin Res Ed).* 1983;286:1705–9.
- Jarman B. Underprivileged areas: validation and distribution of scores. *Br Med J (Clin Res Ed).* 1984;289:1587–92.
- Indices of Deprivation 2000. London (United Kingdom): Department of the Environment, Transport and the Regions; 2000. Regeneration Research Summary Number 31.
- The English Indices of Deprivation 2010. Neighbourhoods Statistical Release. London (United Kingdom): Communities and Local Government; 2011.
- Deas I, Robson B, Wong C, et al. Measuring neighbourhood deprivation: a critique of the Index of Multiple Deprivation. *Environment and Planning C: Politics and Space.* 2003;21:883–903.
- Domínguez-Berjón MF, Borrell C, Benach J, et al. Medidas de privación material en los estudios de áreas geográficas pequeñas. *Gac Sanit.* 2001;15(Supl 4):23–33.
- Ashworth M, Seed P, Armstrong D, et al. The relationship between social deprivation and the quality of primary care: a national survey using indicators from the UK Quality and Outcomes Framework. *Br J Gen Pract.* 2007;57:441–8.
- Butler DC, Petterson S, Phillips RL, et al. Measures of social deprivation that predict health care access and need within a rational area of primary care service delivery. *Health Serv Res.* 2013;48:539–59.
- Sharing Resources for Health in England. Report of the Resource Allocation Working Party. London (United Kingdom): Department of Health and Social Security; 1976.
- Domínguez-Berjón MF, Borrell C, Cano-Serral G, et al. Construcción de un índice de privación a partir de datos censales en grandes ciudades españolas (Proyecto MEDEA). *Gac Sanit.* 2008;22:179–87.
- Lertxundi-Manterola A, Sáez M, Saurina Canals C, et al. Construcción de un índice de privación material para los municipios de la Región Sanitaria Girona. *Estudios de Economía Aplicada.* 2005;23:331–53.
- Els indicadors de població per àrees bàsiques de salut: nota metodològica [documento de uso interno]. Barcelona: Institut d'Estadística de Catalunya (Idescat), Generalitat de Catalunya; 2016.

18. Monterde D, Vela E, Clèries M. Los grupos de morbilidad ajustados: nuevo agrupador de morbilidad poblacional de utilidad en el ámbito de la atención primaria. *Aten Primaria.* 2016;48:674–82.
19. Observatori sobre els efectes de la crisi en la salut de la població. Desigualtats socioeconòmiques en la salut i la utilització de serveis sanitaris públics en la població de Catalunya. Barcelona: Agència de Qualitat i Avaluació Sanitàries de Catalunya, Departament de Salut, Generalitat de Catalunya; 2017. (Consultado el 21/6/2017.) Disponible en: <http://observatorisalut.gencat.cat/es/observatori-sobre-els-efectes-de-crisi-en-salut/detall/informe/inici/>
20. Delgado M. El próximo censo de población de 2011. *Índice: Revista de Estadística y Sociedad.* 2011;48:11–2.
21. Carstairs V. Deprivation indices: their interpretation and use in relation to health. *J Epidemiol Community Health.* 1995;15(Supl 4):S3–8.
22. Agerholm J, Bruce D, Ponce de León A, et al. Socioeconomic differences in health care utilization, with and without adjustment for need: an example from Stockholm, Sweden. *Scand J Public Health.* 2013;41:318–25.
23. Bertin M, Chevrier C, Pelé, et al. Can a deprivation index be used legitimately over both urban and rural areas? *Int J Health Geogr.* 2014;13:22.
24. Fecht D, Jones A, Hill T, et al. Inequalities in rural communities: adapting national deprivation indices for rural settings. *J Public Health (Oxf).* 2018;40:419–25.
25. Farmer JC, Baird AG, Iversen L. Rural deprivation: reflecting reality. *Br J Gen Pract.* 2001;51:486–91.
26. Barnett S, Roderick P, Martin D, et al. A multilevel analysis of the effects of rurality and social deprivation on premature limiting long term illness. *J Epidemiol Community Health.* 2001;55:44–51.
27. Caro-Mendivelso J, Elorza-Ricart JM, Hermsilla E, et al. Associations between socioeconomic index and mortality in rural and urban small geographic areas of Catalonia, Spain: ecological study. *J Epidemiol Res.* 2016;2:80–6.
28. Atkinson AB. Multidimensional deprivation: contrasting social welfare and counting approaches. *J Econ Inequal.* 2003;1:51–65.