

Construcción de un índice de privación material para los municipios de la Región Sanitaria Girona

LERTXUNDI-MANTEROLA, AITANA (*), SAURINA, CARME (*), SAEZ, MARC (*) Y OCAÑA-RIOLA, RICARDO (**)

(*) *Grup de Recerca en Estadística, Economia Aplicada i Salut (GRECS), Universitat de Girona.* (**) *Escuela Andaluza de Salud Pública.*

Grup de Recerca en Estadística, Economia Aplicada i Salut (GRECS). Universitat de Girona. Campus de Montilivi, 17071 Girona. <http://www.udg.edu/fcee/economia/catala/grecs.htm> Telf.: 972 41 87 36, Fax 972 41 80 32. E-mail: marc.saez@udg.es

RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue el de derivar un índice de privación material que, a la vez que resumiese las condiciones socioeconómicas de los municipios de la Región Sanitaria Girona, permitiese explicar la variabilidad geográfica de la incidencia del cáncer en la Región.

Utilizando como base el índice de privación material de Townsend, y mediante el Análisis de Componentes Principales, construimos otro índice que, a nuestro entender, pareció superior. En primer lugar, nuestro índice resumió mucho mejor las condiciones socioeconómicas de los municipios de la Región Sanitaria Girona. En segundo lugar, tomando como ejemplo el cáncer de estómago en mujeres, el nuestro fue el único índice que fue capaz de capturar (parte de) la variabilidad geográfica de la incidencia en la Región Sanitaria Girona (en el período 1994-2000).

Palabras clave: Privación material, Análisis de Componentes Principales, índice de Townsend, incidencia del cáncer.

Constructing a deprivation index for the municipalities of the Girona Health Region

ABSTRACT

Our objective was to derive a deprivation index that could summarise the socio-economic conditions of the municipalities of the Girona Health Region and, furthermore, explain the geographical variability of the cancer incidence in the Region.

Using as a basis the Townsend's deprivation index, we built another deprivation index by means of Principal Component Analysis. Firstly, our index provided a better summary of the socioeconomic conditions of the municipalities of the Girona Health Region. Thirdly, using the stomach cancer incidence as an example, our index was the only one that captured (part of) the geographical variability of the incidence in the Girona Health Region (in the period 1994-2000).

Keywords: Deprivation, Principal Component Analysis, Townsend's index, cancer incidence.

Clasificación JEL: C10, C43, C82, D30.

Artículo recibido en agosto de 2004 y aceptado para su publicación en noviembre de 2004.
La referencia electrónica de este artículo en la página www.revista-eea.net, ref.: E-23108

1. INTRODUCCIÓN

La salud viene determinada por una multitud de causas, predominando las de tipo social (Krieger, 1994; Borrell y Pasarín, 2004). Es más, independientemente de otros individuales, podrían existir factores contextuales, es decir del área geográfica a la que pertenece el individuo, que explicasen su salud (Diez-Roux, 2001; Pickett y Pearl, 2001; Borrell y Pasarín, 2004).

En este sentido, se han observado asociaciones entre factores de tipo socioeconómico y variables respuesta de salud, tanto mortalidad (Pickett y Pearl, 2001) como, en menor medida, morbilidad. Sin embargo, en la mayoría de las ocasiones no se ha atribuido a estas asociaciones una naturaleza de tipo causal ya que, de hecho, los factores socioeconómicos también se relacionan con exposiciones a riesgos ambientales (St Leger, 1995), a los que sí podría atribuirse cierto papel etiológico.

Todos estos argumentos quedan ejemplificados en el análisis de la distribución geográfica de la incidencia del cáncer. Son numerosos los estudios que controlan por condiciones socioeconómicas, por cuanto creen que éstas se asocian a las exposiciones consideradas de interés, bien sean éstas individuales, tales como hábito tabáquico o exposiciones ocupacionales (Mezei, 2003; Lee et al.; Pan et al., 2004; Zheng et al., 2004), bien se trate de exposiciones ecológicas, como áreas contaminadas o con peores condiciones medioambientales (Chellini et al., 2002). Sin embargo, son muy pocas las investigaciones sobre la asociación entre la incidencia del cáncer, y las condiciones socioeconómicas¹.

Esta escasez podría ser atribuida, al menos en parte, a la imposibilidad de disponer de datos socioeconómicos individuales. Esta limitación, de hecho, ha obligado a los autores a utilizar indicadores de áreas pequeñas (Domínguez-Berjón et al., 2004), tales como la renta media de las áreas en Estados Unidos (Cherkin et al., 1992; Locker et al., 1996; Pappas et al., 1997) y los índices de privación material en el Reino Unido (Woodward, 1996; Kinra et al., 2000). Por otra parte, aunque no menos importante, en el contexto de la incidencia del cáncer existen muy pocos registros de cáncer poblacionales que permitan obtener información exhaustiva sobre la incidencia en la población.

El objetivo de este trabajo es el de derivar un índice de privación material que, a la vez que resuma las condiciones socioeconómicas de los municipios de la Región Sanitaria Girona, permita explicar la variabilidad geográfica de la incidencia del cáncer en la Región (véase Lertxundi-Manterola et al., 2004). Tras una introducción general en esta sección y una revisión de los índices de privación material en la

¹ Véanse los trabajos de Ocaña et al. (2004a), excelente ejemplo de una investigación de este tipo, así como el de Lertxundi-Manterola et al. (2004), para una revisión de la literatura.

próxima, los métodos utilizados se describen en la sección 3. Los resultados obtenidos se muestran en la sección 4 y se concluye con alguna discusión en la sección 5.

2. ÍNDICES DE PRIVACIÓN MATERIAL

Townsend define ‘pobreza’ en términos de ‘privación’ relativa, ‘se puede decir que individuos, familias y grupos se encuentran en una situación de pobreza si carecen de los recursos necesarios para seguir una dieta, para participar en actividades y para tener unas condiciones de vida habituales, o al menos entendidas como tales en las sociedades en que éstos viven’ (Townsend, 1979, pág. 31). Sin embargo, aunque los términos ‘pobreza’ y ‘privación’ se han utilizado indistintamente, muchos autores creen que deben ser diferenciados. En este sentido, pobreza debe ser entendida como la carencia de recursos financieros suficientes para satisfacer las necesidades. El término privación, sin embargo, es más amplio y significa necesidades insatisfechas como consecuencia de una falta de recursos de todo tipo y no sólo financieros (SDRC, 2003). Atkinson (1998) define pobreza como la carencia de dinero o de posesiones materiales. De hecho, Townsend mismo argumenta que ‘los individuos se encuentran en una situación de privación si carecen de aquellas condiciones de dieta, de vestuario, de vivienda o alojamiento, de condiciones medioambientales, educacionales, laborales y sociales que serían habituales’ (Townsend, 1987, pág. 136). Así, pobreza podría ser definida como aquella situación en la que no se tienen los recursos necesarios para salir del estado de privación (SDRC, 2003).

Townsend (1987) distingue entre privación social y privación material. La privación social puede ser definida como una medida de quienes no tienen, o no pueden tener, unas condiciones familiares o unas condiciones sociales habituales². Por su parte, la privación material, más fácil de medir, se refiere a la dieta, a la salud, la vivienda, el vestuario y a las condiciones medioambientales y laborales. Nótese, además, como Townsend distingue también entre privación simple y privación múltiple, entendida ésta como una acumulación de privaciones simples.

Aunque el trabajo de Townsend se refiere principalmente (aunque no únicamente) a los individuos experimentando privación (simple o múltiple) sus argumentos pueden extenderse, hasta cierto punto, a un nivel ecológico, es decir referirse a la privación de un área (geográfica). El problema es que la disponibilidad de datos a nivel de área geográfica implica perder parte de la riqueza del concepto. En un área geográfica puede medirse el porcentaje de individuos que experimentan un determinado tipo de privación simple (por ejemplo, la privación en la renta, o en la educa-

² Nótese como anticipa el concepto de exclusión social.

ción o en la salud), o bien que porcentaje de individuos experimentan otro tipo de privación (simple), incluso pueden combinarse estas privaciones simples en otro índice, también denominado (quizás erróneamente) ‘múltiple’, pero no puede medirse que tipo de privación experimenta un mismo individuo, es decir, no puede medirse la privación múltiple en sentido estricto.

En resumen, aunque la privación es un concepto multidimensional, ésta se suele aproximar mediante medidas observables que se combinan en un único índice, bastante relacionado con la renta (Payne et al., 1996). En general, los índices de privación ‘miden la proporción de familias en una determinada unidad geográfica con una combinación de circunstancias que indican un bajo nivel de vida o una gran necesidad de servicios, o ambas’ (Bartley y Blane, 1994).

Desde 1970, y usualmente basados en datos censales, se han propuesto muchos índices de privación, entre los cuales podríamos distinguir dos grandes grupos:

1. Índices de privación simple: Utilizan variables censales y combinan el porcentaje de individuos en un área geográfica determinada en una serie de circunstancias.

- a. Índice de Townsend (Townsend et al., 1988):
 - i. Parados residentes en el área.
 - ii. Viviendas con una (o más) personas por habitación.
 - iii. Familias sin coche.
 - iv. Familias sin vivienda propia.
- b. Índice de Carstairs (Carstairs y Morris, 1989):
 - i. Parados residentes en el área.
 - ii. Viviendas con una (o más) personas por habitación.
 - iii. Familias sin coche.
 - iv. Familias en la clase social baja.
- c. Índice de Jarman (Bajelal et al., 2001) y
- d. Care Need Index (CNI) (Sundquist et al., 2003)
 - i. Mayores viviendo solos.
 - ii. Niños menores de 5 años.
 - iii. Parados.
 - iv. Trabajadores sin cualificar.
 - v. Familias monoparentales.
 - vi. Residentes en el área con un año (o menos) de antigüedad.
 - vii. Extranjeros residentes en el área.
 - viii. Viviendas con una (o más) personas por habitación.

2. Índices de privación múltiple: Combinan indicadores pertenecientes a varios ‘dominios’³, para cada uno de los cuáles se define su propio índice de privación simple:

a. Índice de privación Múltiple 2000 (IMD 2000) (Department for the Environment, Transport and the Regions, 2000).

b. Índice de privación Múltiple Escocés (SDRC, 2003).

Ambos contienen los siguientes ‘dominios’:

- i. Renta.
- ii. Empleo.
- iii. Salud y discapacidad.
- iv. Educación, aprendizaje y formación.
- v. Vivienda
- vi. Acceso (geográfico) a los servicios.

La imposibilidad de disponer de algunas de las variables implicadas, renta en particular, obliga a otros muchos autores a construirse su propio índice (simple), bastante ‘ad hoc’ en la mayoría de los casos, aunque habitualmente basados en el índice de Townsend, por cuanto éste se considera una de las mejores medidas de privación disponibles (Hoare, 2003).

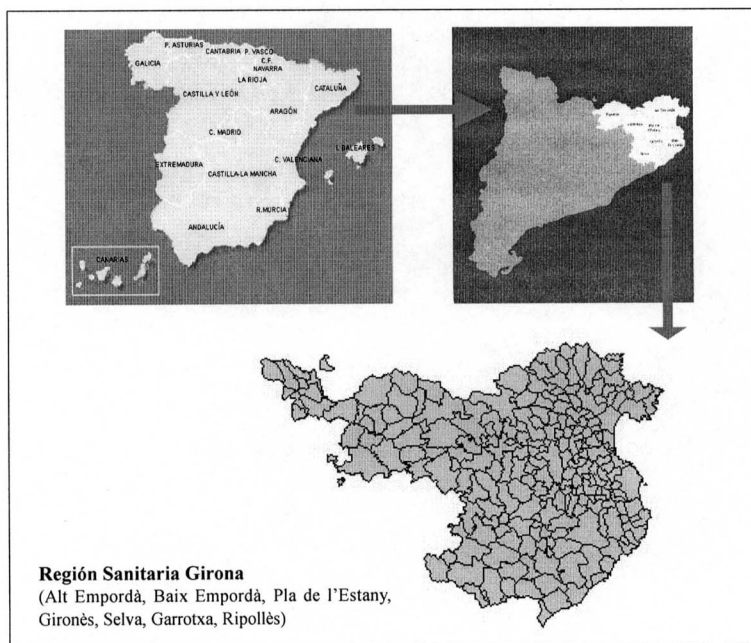
3. MÉTODOS

3.1. Índices de privación

Como se indicó, en este trabajo se pretende construir un índice de privación material que resuma las condiciones socioeconómicas de los municipios de la Región Sanitaria Girona (excepto la comarca de la Cerdanya, coincide con la provincia de Girona, véase Figura 1; incluyendo 210 de un total de 221 municipios en la provincia).

³ Cada uno de los dominios refleja un aspecto particular de la privación. El dominio ‘empleo’, por ejemplo, captura la exclusión del mundo laboral y las condiciones de trabajo. El dominio ‘renta’ reflejaría el bajo nivel de renta, etc (SDRC, 2003). Aunque los dominios representan distintas dimensiones de la privación es perfectamente posible, incluso probable, que el mismo individuo pueda ser capturado por más de un ‘dominio’ (SDRC, 2003).

Figura 1. Mapa de la Región Sanitaria Girona.



En primer lugar, con fines comparativos, se construyó el 'índice' de Townsend⁴, combinando cuatro variables censales mediante la técnica de análisis de componentes principales (ACP):

- i. Parados residentes en el municipio (porcentaje).
- ii. Viviendas con una (o más) personas por habitación (porcentaje).
- iii. Familias sin coche (porcentaje).
- iv. Familias sin vivienda propia (porcentaje).

⁴ En realidad, no se trata estrictamente del índice de Townsend (Townsend et al., 1988). En primer lugar, la variable 'Viviendas con una (o más) personas por habitación' no pudo ser obtenida directamente ni a partir del censo de 2001 (INE) ni de la Base de Datos de Municipios y Comarcas (IDESCAT). Por este motivo, alternativamente, se utilizaron como variables proxy, las indicativas del número de miembros por hogar, así como las que informan de la superficie del hogar (porcentaje de hogares en ambos casos). En segundo lugar, el índice de Townsend no se construye mediante el ACP sino sumando (simplemente) sus variables componentes estandarizadas.

Para construir el índice de Lertxundi et al. se combinaron las variables componentes del índice de Townsend; el resto de variables socioeconómicas del censo de 2001 (INE, Censos de Población y Viviendas, 2001); así como una estimación de la Renta Bruta Familiar Disponible municipal para cada uno de los municipios de la Región, para el año 2001 (RBFDEST a partir de ahora).

Para estimar la RBFDEST se utilizó el valor ajustado en una regresión múltiple, en la que como variable dependiente se consideró la Renta Bruta Familiar Disponible (Rbfd) del municipio, si este tenía más de 5.000 habitantes y/o era capital de comarca⁵ (ambas situaciones en 1996) y, en otro caso, la Rbfd de la comarca a la que pertenecía el municipio (IDESCAT, *Base de Dades de Municipis i Comarques*). Como variables explicativas se utilizaron las variables socioeconómicas del censo de 2001 (INE, Censos de Población y Viviendas, 2001), así como las incluidas en los epígrafes '*Estadística Social*', '*Estadística Econòmica*' y '*Altres Estadístiques*' de la *Base de Dades de Municipis i Comarques* del IDESCAT (datos correspondientes a 2001), que no estuviesen ya contenidas en el Censo. Dado que se trataba de un objetivo meramente predictivo, se realizó una regresión *stepwise (forward)*, introduciendo las posibles variables explicativas una a una y comprobando, cada vez, la mejora en el coeficiente de determinación ajustado, escogiendo, finalmente, el modelo que presentó el mayor coeficiente.

Seguidamente se realizó un ACP con el fin de reducir la dimensionalidad, así como extraer la máxima información compartida por las variables escogidas. Antes de proceder a la extracción de las componentes, sin embargo, se debieron sustituir los datos faltantes en las variables seleccionadas. La solución más sencilla hubiese sido la eliminación por lista⁶. Es obvio que esta alternativa no era aplicable en este caso, puesto que no interesaba prescindir de ningún municipio. Tampoco era prudente aplicar la eliminación por parejas que, aunque es un método algo más eficiente, podía provocar incoherencias de cálculo por el hecho que cada correlación se calcula sobre un conjunto de municipios distinto. La sustitución por la media tampoco parecía útil en este caso atendiendo que difícilmente se podía asumir que los datos faltaban completamente al azar.

Se procedió pues al uso de una de las técnicas de imputación más habituales, el algoritmo EM (Little y Rubin, 2002). Este método estima los valores faltantes por métodos de máxima verosimilitud asumiendo una distribución normal multivariante, exigiendo, para su correcta aplicación que los datos falten al azar aunque no comple-

⁵ El Instituto de Estadística de Cataluña, IDESCAT, publica la Renta Bruta Familiar Disponible (Rbfd), correspondiente a 1996, para municipios mayores de 5.000 habitantes y/o para las capitales de comarca. De este modo, únicamente se puede disponer de los datos de renta a nivel municipal para 20 de los 210 municipios de la Región.

⁶ Es decir la del municipio correspondiente.

tamente. Es decir, el hecho que un dato falte o no, tiene que ser independiente del valor de la propia variable que falta pero puede depender de las demás.

Tras esta sustitución, y después de varias pruebas en el sentido de evaluar el nivel de discriminación municipal que proporcionaban, las variables inicialmente incluidas en el ACP resultaron ser las siguientes:

- 1.- Tasa de paro municipal total (X27)
- 2.- Porcentaje de viviendas de tamaño inferior a 30 m² (X87)
- 3.- Porcentaje de viviendas de tamaño entre 31 y 45 m² (X88)
- 4.- Porcentaje de viviendas de tamaño entre 46 y 60 m² (X89)
- 5.- Porcentaje de viviendas con una habitación (X97)
- 6.- Porcentaje de viviendas con dos habitaciones (X98)
- 7.- Porcentaje de población con estudios secundarios (X40)
- 8.- Porcentaje total de población extranjera (X126)
- 9.- Porcentaje de viviendas de alquiler (X69)
- 10.- Renta Bruta Familiar Disponible municipal estimada (RBFDEST)

Se muestra, en la Tabla 1, una descriptiva de las variables componentes de ambos índices de privación material.

Tabla 1. Descriptiva de variables componentes del índice de privación material.

	N		Media	Mediana	Desv. típica	Mínimo	Máximo	Percentiles		
	Validos	Perdidos						25	50	75
X27	206	4	7,1160	6,5000	3,5167	,70	21,70	4,8000	6,5000	8,5250
X40	210	0	10,5195	10,1500	3,5777	2,30	32,80	8,2000	10,1500	12,4000
X69	210	0	14,5871	12,9500	7,7763	2,50	56,10	9,4750	12,9500	18,4750
X76	210	0	81,3157	81,6000	6,7179	54,10	97,10	76,9500	81,6000	86,2000
X87	210	0	,9945	,7237	,9450	-,50	8,60	,4000	,7237	1,3012
X88	210	0	1,6676	1,2678	1,4040	,10	12,90	,8000	1,2678	2,0854
X89	210	0	4,9733	4,3000	3,5074	,20	22,70	2,6000	4,3000	6,5000
X97	61	160	,8272	,7275	,5955	,10	4,20	,4000	,7275	1,0896
X98	210	0	2,3154	1,7000	2,2090	,10	18,50	,9232	1,7000	3,0250
X126	210	0	188,6655	25,0000	516,4586	-14,72	4044,00	11,0000	25,0000	71,5000
RBFDEST	210	0	1725,631	1721,250	73,4621081	1367,451	2197,785	1683,895	1721,250	1757,162

Tasa de paro municipal total (X27)

Porcentaje de población con estudios secundarios (X40)

Porcentaje de viviendas de alquiler (X69)

Porcentaje de población con vehículos (X76)

Porcentaje de viviendas de tamaño inferior a 30 m² (X87)

Porcentaje de viviendas de tamaño entre 31 y 45 m² (X88)

Porcentaje de viviendas de tamaño entre 46 y 60 m² (X89)

Porcentaje de viviendas con una habitación (X97)

Porcentaje de viviendas con dos habitaciones (X98)

Porcentaje total de población extranjera (X126)

Renta Bruta Familiar Disponible municipal estimada, miles ptas 1996 (RBFDEST)

El número de componentes (principales) a retener se escogió en función del porcentaje global de varianza explicada, así como de su interpretación.

Tras la extracción de los componentes, y siguiendo la metodología de construcción del índice de privación material escocés (SDRC, 2003), el índice de Lertxundi et al. se construyó como una media ponderada de las puntuaciones factoriales de cada eje, tomando como ponderaciones el porcentaje de varianza extraída por cada eje respecto la varianza total explicada por el conjunto de las componentes retenidas. De este modo, se permitió que la importancia de cada eje en la construcción del índice no fuese la misma.

3.2. Variabilidad geográfica de la incidencia del cáncer

Como se indicó, el índice de privación material construido debe también explicar la variabilidad geográfica de la incidencia del cáncer en la Región Sanitaria Girona.

Sin extenderse en exceso, el estado de una enfermedad en un área determinada suele evaluarse determinando, en primer lugar, que incidencia se esperaría en esa área y, a continuación, comparando con la con la incidencia observada⁷. El ratio observado/esperado se denomina razón de incidencia estandarizada (RIE) y es un estimador del riesgo relativo del área, describiendo el riesgo de estar en el grupo de la enfermedad en relación al grupo considerado de referencia. Aun cuando son ampliamente utilizadas en la representación de mapas de incidencia, las RIE tienen algunas limitaciones (Clayton y Kaldor, 1987). Así, no tienen en cuenta la variación de la población entre diferentes áreas geográficas. Además, la variación de los casos observados suele ser bastante mayor que la esperada, produciéndose lo que se denomina extra-variabilidad. Cuando se disponen de datos espaciales es importante distinguir dos fuentes de extra-variación. En primer lugar, debe asumirse la existencia de extra-variación independiente e incorrelacionada espacialmente. En segundo lugar, la fuente más importante de extra-variación, es la denominada 'heterogeneidad correlacionada' o 'espacial' y es consecuencia de la correlación de la unidad espacial con unidades espaciales vecinas. Lo más habitual es que esta dependencia sea debida, en gran parte, a la existencia de variables no controladas, es decir no incluidas en el análisis, como pudiese ser la privación material.

A título de ejemplo se muestra, en la Figura 2, el mapa de incidencia del cáncer de estómago en mujeres en la Región Sanitaria Girona para el período 1994-2000. En particular, se han representado las RIE *suavizadas*, es decir estimadas utilizando el modelo de Besag, York y Mollie (Besag, York y Mollie 1991; Mollie, 1996) el cual permite controlar las dos fuentes de extravariación comentadas más arriba⁷.

⁷ Véanse los detalles en Lertxundi et al. (2004).

Tabla 2. Incidencia del cáncer en la Región Sanitaria Girona, 1994-2000¹.

Hombres			Mujeres		
Localización tumoral (CIE-10)	Cruda ²	TDE ³	Localización tumoral (CIE-10)	Cruda ²	TDE ³
Todos (C00-C96)	530,291	299,446	Todos (C00-C96)	352,530	191,837
Tráquea, bronquios, pulmón (C34-C34)	81,847	52,200	Mama (C50)	101,850	62,110
Próstata (C61)	93,240	43,487	Colon-rectal (C18-C20)	52,398	24,195
Colon-rectal (C18-C20)	74,164	39,734	Útero (C54-C55)	23,832	13,373
Vejiga urinaria (C67)	46,888	24,889	Neoplasias linfoides (C81-C85; C90-C91; C96) ⁴	21,938	11,929
Neoplasias linfoides (C81-C85; C90-C91; C96) ⁴	30,276	19,630	Linfomas no Hodgkin (C82-C85; C96)	12,994	7,267
Linfomas no Hodgkin (C82-C85; C96)	19,291	12,286	Leucemias linfoides (C91)	3,472	2,680
Leucemias linfoides (C91)	4,662	4,071	Mielomas (C90)	5,156	2,273
Linfomas Hodgkin (C81)	3,483	3,161	Linfomas Hodgkin (C81)	1,894	1,742
Mielomas (C90)	5,305	3,033	Ovario (C56)	14,467	8,638
Cavidad oral y faringe (C00-C06; C09-C14)	26,793	17,669	Estómago (C16)	14,993	5,962
Estómago (C16)	25,561	13,635	Sistema nervioso (C70-C72)	7,102	5,547
Primario desconocido (C80)	19,452	10,189	Melanoma piel (C43)	8,891	5,449
Hígado (C22)	16,719	9,648	Tiroides (C73)	6,787	5,190
Laringe (C32)	15,219	9,974	Tráquea, bronquios, pulmón (C34)	9,522	5,103
Riñón, otros urinarios (C64)	14,254	8,556	Primario desconocido (C80)	13,415	4,774
Sistema nervioso (C70-C72)	8,788	6,571	Páncreas (C25)	8,680	3,767
Esófago (C15)	10,289	6,394	Riñón, otros urinarios (C64)	6,366	3,190
Páncreas (C25)	9,806	5,441	Vejiga urinaria (C67)	8,470	3,187
Melanoma piel (C43)	5,573	3,723	Leucemias mieloides (C92)	4,367	2,535
Leucemias mieloides (C92)	5,466	3,069	Hígado (C22)	6,260	2,604
Vejiga biliar (C23)	5,251	2,723	Vejiga biliar (C23)	5,997	2,193
Testículo (C62)	2,840	2,615	Conjuntivo y partes blandas (C47+C49)	2,893	2,057
Conjuntivo y partes blandas (C47+C49)	2,947	1,988	Cavidad oral y faringe (C00-C06; C09-C14)	4,051	1,956
Tiroides (C73)	2,465	1,807	Huesos y articulaciones (C40-C41)	1,315	1,087
Sarcoma de Kaposi (C46)	1,715	1,258	Esófago (C15)	1,105	0,522
Huesos y articulaciones (C40-C41)	1,554	1,362	Laringe (C32)	0,421	0,335
Mesoteliomas (C45)	1,125	0,602	Mesoteliomas (C45)	0,473	0,212
			Sarcoma de Kaposi (C46)	0,210	0,089

¹ Tasas de incidencia por 100.000 habitantes/año

² Tasas crudas

$$Cruda = \frac{\sum_i O_i}{\sum_i N_i}$$

donde i denota el grupo de edad ($i=0-4$ años, $5-9$, ..., $75-80$, $84-84$, 85 años o más); O_i es el número de casos incidentes observados en el grupo de edad i ; y N_i es la población en la Región Sanitaria Girona del grupo de edad i .

³ Tasas de incidencia estandarizadas según el método directo

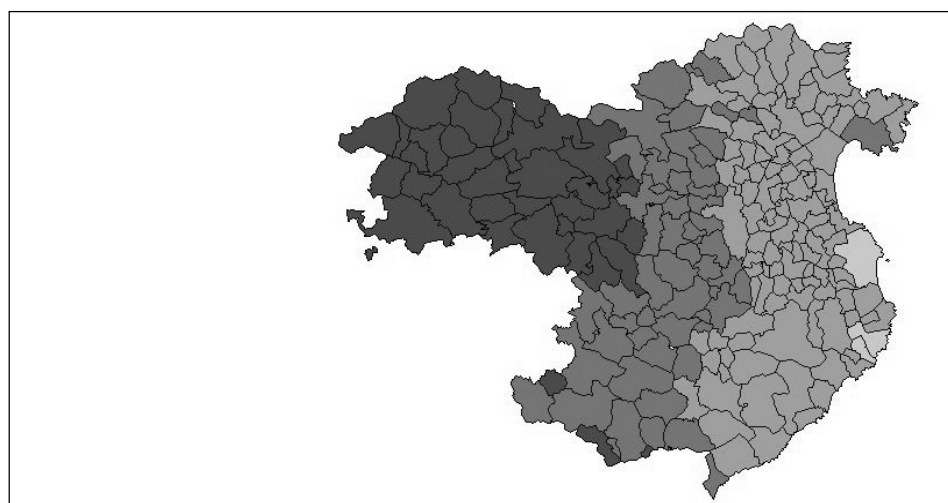
$$TDE = \sum_i p_i \left(\frac{n_{is}}{\sum_i n_{is}} \right)$$

Donde n_{is} el número de habitantes del grupo de edad i en la población de referencia s (s =Mundo); y p_i la probabilidad de ocurrencia de que un individuo de la Región Sanitaria Girona en el grupo de edad i padeciese de cáncer en un año cualquiera dentro del período

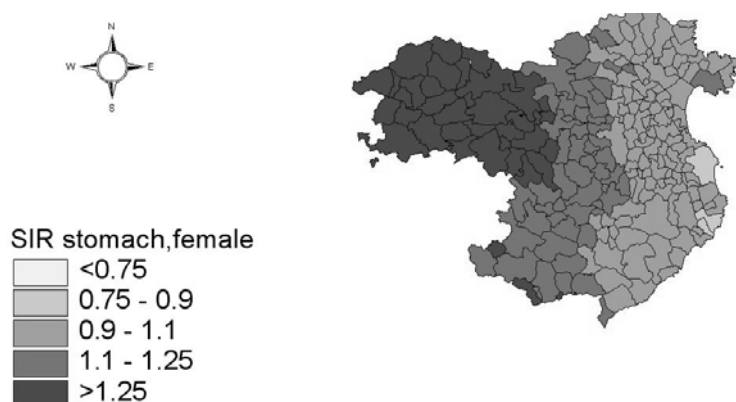
$$1994-2000, p_i = \frac{O_i}{N_i}$$

⁴ Neoplasias linfoides contiene linfomas no Hodgkin, linfomas Hodgkin, mielomas y leucemias linfoides.

Figura 2. Incidencia del cáncer de estómago en mujeres en la Región Sanitaria Girona, 1994-2000.



Razón de Incidencia Estandarizada (SIR en inglés) suavizada según el modelo de Besag, York y Mollie (Besag, York y Mollie, 1991; Mollie, 1996).



o. En primer lugar, como se
igo es una de las mayores (el
le los hombres) respecto a la
gión.

go ha sido una de las (pocas)
tadísticamente significativas
Whorter et al. (1989) (en un
n trabajo sobre Puertorrique-
oifman (2003) (en un estudio

nos que parte de la variabili-
e las neoplasias en la Región
enido explicada por la varia-

onada en las condiciones socioeconómicas de la región. En particular, y por orden
de importancia, la incidencia del cáncer de estómago, de melanoma, neoplasias
linfoides, de vejiga urinaria, de cáncer colon-rectal, de próstata y de leucemias
mieloides. Es decir, aquellas localizaciones en las que controlar por el índice de pri-
vación material redujo sustancialmente la extra-variabilidad remanente en las Razones
de Incidencia Estandarizadas suavizadas.

Nótese, en la Figura 2, la existencia de patrón geográfico evidente (tres bandas
claramente diferenciadas) que pudiese, quizás, corresponderse con la variación geo-

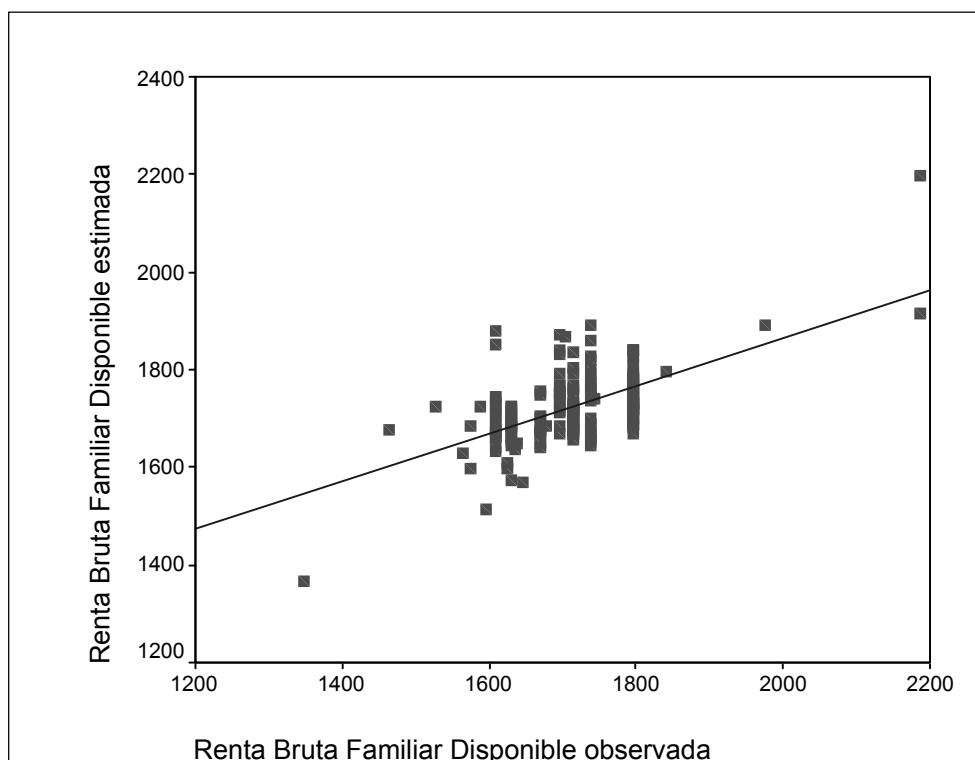
gráfica de la privación material en la Región. Para contrastar esta hipótesis se introdujeron en el modelo como variables explicativas los índices de privación de Townsend y de Lertxundi et al., permitiendo en ambos casos que sus coeficientes fuesen *aleatorios*, es decir se permitió que el efecto de la privación material pudieran tener alguna variación en cada uno de los municipios.

Los análisis estadísticos se realizaron en el programa SPSS v. 11, para la suavización de las RIE se utilizó el programa GeoBugs 1.1, contenido en WinBUGS 1.4, y los mapas se representaron mediante el programa Arc View GIS 3.2.a.

4.- RESULTADOS

El coeficiente de determinación ajustado en la mejor regresión predictiva de la Renta Bruta Familiar Disponible municipal (para 2001) fue igual a 0,70. Como variables explicativas (estadísticamente significativas al 90%) en esta regresión resultaron: i) pensiones no contributivas de la Seguridad Social (signo negativo); ii) subsidio de garantía de ingresos mínimos (Generalitat de Catalunya) para personas disminuidas (signo negativo); iii) variables de movilidad (porcentaje de personas nacidas en el mismo municipio y en la misma provincia, ambas con signo negativo); iv) mercado de trabajo femenino (tasa de actividad, con signo positivo, y tasa de paro, con signo negativo); v) porcentaje de edificios con garaje (signo positivo) e; vi) inmigración no económica (porcentaje de individuos procedentes de Italia, Francia y Alemania, todas con signo positivo). Como se observa en la Figura 3, el ajuste del modelo fue bastante bueno ($\bar{R}^2 = 0,7037$).

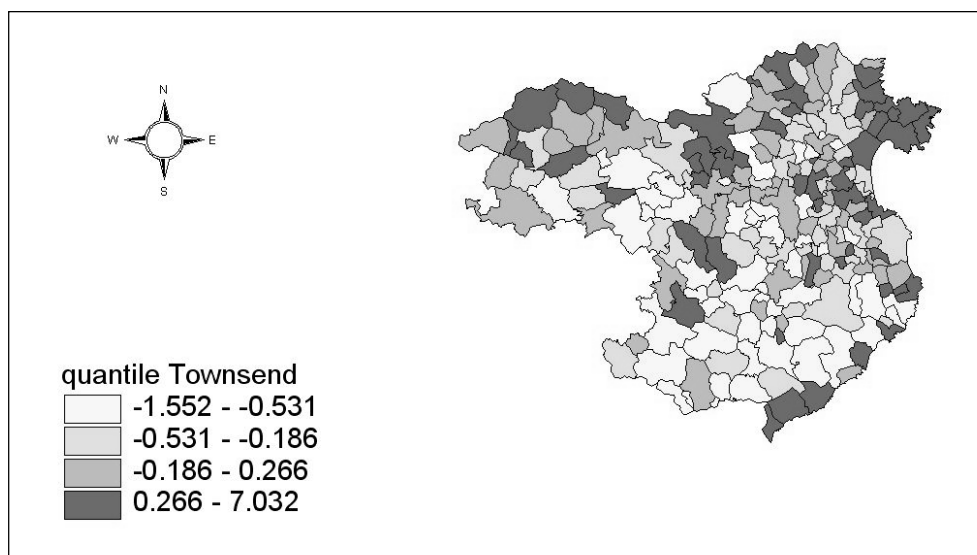
Figura 3. Ajuste de la Renta Bruta Familiar Disponible municipal (Región Sanitaria Girona, 2001).



Renta Bruta Familiar Disponible observada del municipio, si este tenía más de 5.000 habitantes y/o era capital de comarca (ambas situaciones en 1996) y, en otro caso, la RBFD de la comarca a la que pertenecía el municipio (miles de pesetas, 1996)

Renta Bruta Familiar Disponible estimada según una regresión múltiple (miles de pesetas, 2001)

En el caso del 'índice' de Townsend, el (único) componente principal retuvo únicamente un 42,56% de la varianza total.

Figura 4. 'Índice' de privación material de Townsend (cuartiles, 2001)⁴.

Respecto al índice de Lertxundi et al., antes de proceder al proceso de imputación de los datos con el algoritmo EM, y con el fin de no condicionar los resultados, se comprobó que no existiese ninguna variable con más de la cuarta parte de los datos ausentes. Todas las variables inicialmente seleccionadas contenían respuesta suficiente excepto la correspondiente al porcentaje de viviendas con una sola habitación (X97) por lo que ésta fue eliminada para el ACP. Una vez imputados los datos se observó que la variable que indicaba el porcentaje de viviendas de alquiler (X69) presentaba correlaciones muy pequeñas con el resto de variables seleccionadas. Además, la comunalidad extraída en el análisis factorial para esta variable con diversas simulaciones de extracción de ejes fue también muy reducida (véase Tabla 3). Por estos motivos también fue eliminada para el análisis.

Tabla 3. Resultados del análisis de componentes principales en la construcción del índice de privación material Lertxundi et al.

Matriz de correlaciones^a

	X27	X69	X87	X88	X89	X40	X97	X98	X126	RBDEST
Correlación X27	1,000	,125	-,062	,174	,270	-,046	,063	,394	,360	,139
X69	,125	1,000	-,013	,096	,264	,220	,138	,148	,050	,193
X87	-,062	-,013	1,000	,833	,476	,302	,622	,456	-,069	,311
X88	,174	,096	,833	1,000	,579	,200	,489	,604	,086	,281
X89	,270	,264	,476	,579	1,000	,092	,341	,506	,235	,292
X40	-,046	,220	,302	,200	,092	1,000	,506	,127	,043	,458
X98	,394	,148	,456	,604	,506	,127	,549	1,000	,155	,297
X126	,360	,050	-,069	,086	,235	,043	-,018	,155	1,000	-,022
RBDEST	,139	,193	,311	,281	,292	,458	,456	,297	-,022	1,000

a. Determinante = 1,289E-02

Comunalidades

Extracción	
X27	.703
X87	.858
X88	.869
X89	.627
X40	.783
X98	.653
X126	.586
RBDEST	.699

Varianza total explicada

Componente	Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	3,137	39,215	39,215	2,714	33,930	33,930
2	1,513	18,909	58,124	1,568	19,597	53,528
3	1,129	14,113	72,237	1,497	18,709	72,237

Método de extracción: Análisis de Componentes principales.

Matriz de componentes rotados

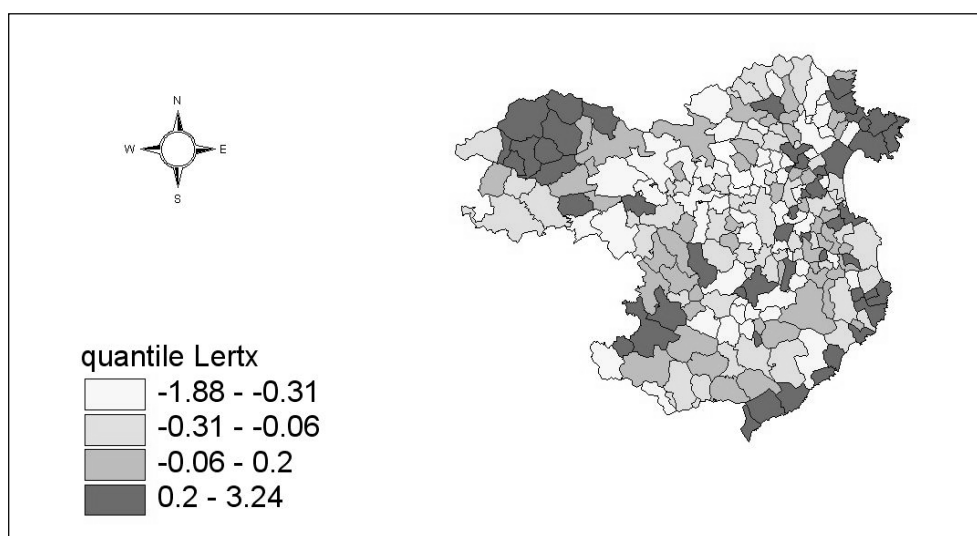
	Componente		
	1	2	3
X88	.924		
X87	.859	-,258	
X89	.723	.313	
X98	.717	.355	
X27		.824	
X126		.765	
X40			.881
RBDEST			.796

A continuación se procedió a la extracción de las componentes que mejor resumiesen la información contenida en el conjunto de las ocho variables y se decidió quedarse con una extracción de tres factores (72,24% de la varianza total) (véase Tabla 3).

Como se observa en la Tabla 3, el primer componente está relacionado con las variables de vivienda (X87, X88, X89 y X98); el segundo con la inmigración (X126) y el paro (X27); y el tercero con la Renta Bruta Familiar Disponible (estimada) y con el nivel de estudios secundarios (X40).

Finalmente, a partir de las puntuaciones factoriales recogidas para cada uno de los 210 municipios sobre los tres ejes se construyó el índice sintético municipal de privación material, mediante una media ponderada de las puntuaciones factoriales, siendo las ponderaciones igual al porcentaje de varianza que representaba cada eje sobre el total extraído (34%, 20% y 19% para los ejes primero, segundo y tercero, respectivamente).

Figura 5. Índice de privación material de Lertxundi et al. (cuartiles, 2001).



La extra-variabilidad geográfica estimada para la incidencia del cáncer de estómago en mujeres en la Región Sanitaria Girona⁸ fue igual al 145,78%. Esta cifra apenas se redujo al introducir en el modelo el 'índice' de Townsend (141,64%), mientras que presentó una importante reducción con el índice de Lertxundi et al. (28,94%). De hecho, estos resultados fueron indicativos de la significación estadística de los

⁸ Según el modelo de Besag, York y Mollie (1991 y 1996).

coeficientes estimados asociados a los índices, -0,1545, con error estándar igual a 0,1174 ($p=0,1896$) para el 'índice' de Townsend; y -0,2667, con error estándar igual a 0,0736 ($p<0,05$) en el caso del índice de Lertxundi et al.⁹.

5. DISCUSIÓN

En este trabajo, utilizando como base el índice de privación material de Townsend (Townsend et al., 1988), hemos construido otro índice que, a nuestro entender, podría ser superior.

En primer lugar, el *Instituto Lawrence R. Klein* de la *Universidad Autónoma de Madrid* (Chasco, 1999) proporcionó estimaciones de la renta personal disponible municipal para el año 1997¹⁰. Según dichas estimaciones, la distribución geográfica de nuestro índice (Figura 5) podría estar más relacionada con la realidad socioeconómica de la Región, que la distribución del 'índice' de Townsend (Figura 4). Nótese, en particular, como, según el 'índice' de Townsend, la zona A en la Figura 6 (Noroeste de las comarcas de la Garrotxa y del Alt Empordà) sería una de las menos deprimidas materialmente. Estos resultados, sin embargo, no coinciden con los del índice de Lertxundi et al. (Figura 5), ni con los estimados en Chasco (1999), ni, en menor medida, con los incluidos en el *Anuario* de 'La Caixa'¹¹. Por otra parte, a diferencia del índice de Lertxundi et al., el 'índice' de Townsend no incluye, entre las zonas menos deprimidas, prácticamente la totalidad de la comarca del Ripollès (zona B en la Figura 6) y algunos municipios de la zona C tan significativos como Girona, Salt o Sant Hilari de Sacalm, entre otros (Figura 6). Estas dos zonas son unas de las de mayor renta en Chasco (1999) y en el *Anuario* de 'La Caixa'.

En segundo lugar, tomando como ejemplo el cáncer de estómago en mujeres (Lertxundi et al., 2004), el de Lertxundi et al. es el único índice, de los dos construidos en este trabajo, que es capaz de capturar (parte de) la variabilidad geográfica de la incidencia en la Región Sanitaria Girona (en el período 1994-2000).

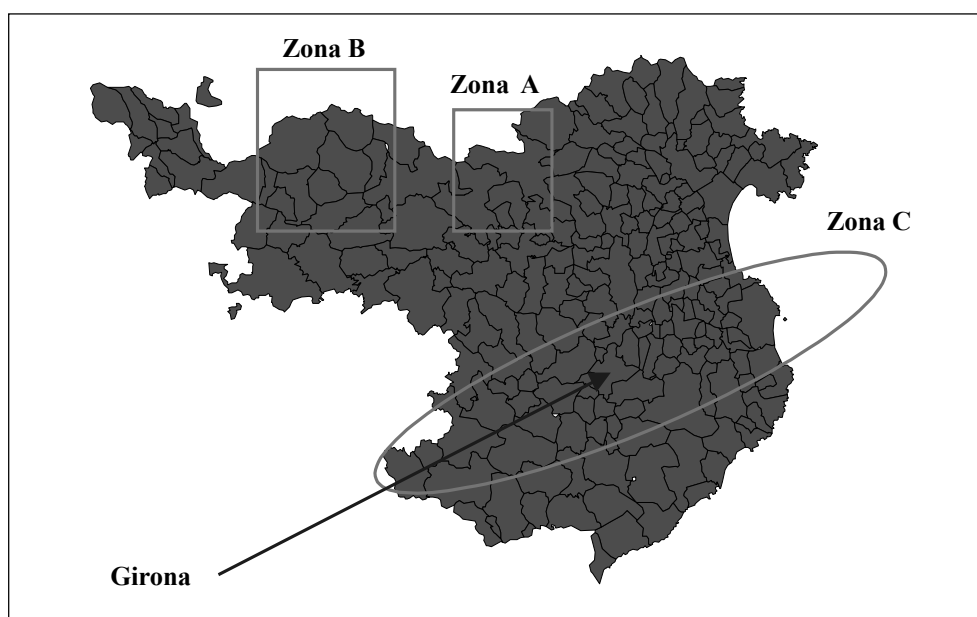
Nuestro índice podría ser considerado un índice 'mixto' pues comparte propiedades tanto de los índices simples, al combinar variables censales, como de los índices múltiples, pues combina tres componentes que podrían ser considerados diferentes 'dominios' de privación material. No son pocos los estudios que revisan y comparan diferentes índices de privación, sobre todo en relación con las variaciones (geográficas) en la salud. Algunos autores consideran que los índices de privación múltiple

⁹ Los resultados no mostrados pueden ser solicitados a los autores.

¹⁰ Publicadas más tarde en el *Anuario Económico de España* 2002 de 'La Caixa'.

¹¹ La renta se mide como una variable categórica en el *Anuario*.

Figura 6. Zonas de discrepancia entre los índices de privación material de Townsend⁴ y de Lertxundi et al.



deben ser interpretados con cautela, puesto que la salud es uno de los dominios que lo componen. Williams et al. (1997), por otra parte, critican que Hippiusley-Cox et al. (1997) usen el índice de Jarman para investigar el efecto de la privación sobre la utilización de los servicios sanitarios de atención primaria. Argumentan que se debe esperar una correlación positiva entre el índice y la utilización, por cuanto el índice se diseñó, precisamente, para predecir tal utilización. Como resumen, podríamos citar a Carstairs y Morris (1991) quienes argumentan que los índices (simples) de Townsend y el de Cartairs son los que mejor explican la relación entre la privación material y las variaciones en la salud real.

Sin embargo, Jordan et al. (2004), entre otros, creen que los índices simples, al no incluir indicadores específicos a las áreas rurales, miden más bien la privación urbana. En este sentido, por ejemplo, la propiedad de un vehículo, que como vimos es una de las variables componentes del índice de Townsend, puede no estar relacionada con la privación en un ámbito rural, en el que las distancias y la falta de un transporte público adecuado hacen de la propiedad de un vehículo prácticamente una necesidad, con independencia de la posición económica del individuo (Martin et al., 2000). En nuestro caso, precisamente, no incluimos esta variable en la construcción de nuestro índice, por cuanto reducía el porcentaje de varianza explicada creemos que, puesto que se trata de una Región principalmente rural, los motivos podrían ser los mis-

mos que los sugeridos por Martin et al. (2000). Sin embargo, en el ámbito rural la accesibilidad (geográfica) a los servicios esenciales puede ser un elemento clave de la privación. En este sentido los índices de privación múltiple pueden ser más representativos de la misma.

Debemos señalar, sin embargo, la diferencia conceptual entre 'ruralidad' y privación material. A nuestro entender el concepto 'ruralidad' es mucho más rico y no tiene por qué coincidir (únicamente) con el de privación en el ámbito rural (véase Ocaña-Riola et al., 2004b).

Como comentamos, nuestro índice, aunque toma como base el índice de Townsend, es en realidad un índice 'ad hoc'. Dada la no disponibilidad de algunas variables implicadas, este tipo de índices suele ser el más abundante en la literatura especializada. Sin embargo, y paradójicamente, dada la no disponibilidad de la variable renta a nivel municipal, la construcción de índices de privación material 'ad hoc' es bastante escasa en nuestro país. Como ejemplo reciente citaremos el trabajo Domínguez-Berjón et al. (2004) quienes, utilizando información procedente del Censo de 1991, construyen un índice simple para las secciones censales de la ciudad de Barcelona compuesto de: a) desempleo; b) instrucción insuficiente (analfabetos y sin estudios) y; c) trabajadores manuales. El índice explicaba el 84,2% de la varianza total de los indicadores (que dada la mayor homogeneidad presente dentro de la ciudad de Barcelona, es comparable con el porcentaje explicado en nuestro caso, 72,24%).

Este trabajo podría presentar varias limitaciones. En primer lugar, todos los índices de privación que hemos construido combinan variables a nivel municipal. Estas variables, por definición, son promedios del área considerada, el municipio en nuestro caso. En este sentido, no hemos podido tener en cuenta la variabilidad inframunicipal. En algunos casos, en particular en municipios de tamaño grande como Girona, Figueres, y otros, esta variabilidad podría ser incluso mayor que la variabilidad inter-municipal que la que medirían los índices en este trabajo. En segundo lugar, nuestro índice, por la naturaleza de las variables en él incluidas, es, en todo caso, un índice de privación material, omitiendo otras dimensiones de la privación. En tercer lugar, al tratarse de un índice ecológico, es decir al medir la privación en un municipio, no puede medir que tipo de privación experimenta un mismo individuo, no pudiendo medir la privación múltiple en sentido estricto. En cuarto lugar, la inexistencia de un verdadero *gold standard* no permite evaluar la bondad real del índice que hemos construido. Finalmente, cabe destacar que la bondad de ajuste de nuestro índice queda «hinchada» por haber aplicado previamente el algoritmo EM de asignación de datos faltantes¹².

¹² Agradecemos este comentario a un evaluador de este trabajo.

Agradecimientos

Agradecemos los comentarios de un evaluador anónimo, así como a la Unitat d'Epidemiologia i Registre de Càncer de Girona-ICO, por proporcionarnos los datos. Este trabajo se benefició parcialmente de la Beca Bayer de Investigación en Economía de la Salud, Asociación de Economía de la Salud, 2004, 'Influencia de la privación sobre la distribución geográfica de la incidencia del cáncer en la Región Sanitaria Girona' concedida a Aitana Lertxundi-Manterola y a Marc Saez.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ATKINSON AB (1998). Social exclusion, poverty and unemployment. En Atkinson AB, Hills J. (eds). *Exclusion, Employment and Opportunity*. Londres: London School of Economics, Centre for Analysis of Social Exclusion.
- BAJELAL M, ALVES P, JARMAN B (2001). Rationale for the new GP deprivation payment scheme in England: effects of moving from electoral wards to enumeration district underprivileged area scores. *British Journal of General Practice*; 51:451-455.
- BARTLEY M, BLANE D (1994). Appropriateness of deprivation indices must be ensured. *British Medical Journal*; 309:1479.
- BESAG J, YORK J, MOLLIE A (1991). Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*; 43:1-59.
- BORRELL C, PASARÍN MI (2004). Desigualdad en salud y territorio urbano. *Gaceta Sanitaria*; 18(1):1-4.
- CARSTAIRS V, MORRIS R (1989a). Deprivation and mortality: an alternative to social class?. *Community Medicine*; 11:210-219.
- CARSTAIRS V, MORRIS R (1989b). Deprivation explaining difference in mortality between Scotland and England and Wales. *British Medical Journal*; 299:886-890.
- CARSTAIRS V, MORRIS R (1991). Which deprivation index? A comparison of selected deprivation indexes. *Journal of Public Health Medicine*; 13(4):318-326.
- CHASCO C (1999). An estimation of disposable personal income of the Spanish municipalities in 1997. *Documento de Trabajo 1999/3*. Instituto Lawrence R. Klein, Universidad Autónoma de Madrid.
- CHELLINI E, CHERUBINI M, CHETONI L, COSTANTINI AS, BIGGERI A, VANNUCHI G (2002). Risk of respiratory cancer around a sewage plant in Prato, Italy. *Archives of Environmental Health*; 57(6):548-553.
- CHERKIN DC, GROTHAUS L, WAGNER EH (1992). Is magnitude of co-payment effect related to income? Using census data for health services research. *Social Science Medicine*; 34:31-41.

- CLAYTON D, KALDOR J (1987). Empirical Bayes estimates for age-standardized relative risks. *Biometrics*; 43:671-681.
- DEPARTMENT FOR THE ENVIRONMENT, TRANSPORT AND THE REGIONS (2000). *Indices of Deprivation 2000. Regeneration Research Summary*; 31. Londres: HMSO. <http://www.urban.odpm.gov.uk/research/summaries/03100/pdf/rrs03100.pdf>.
- DIEZ-ROUX AV (2001). Investigating neighbourhood and area effects on health. *American Journal of Public Health*; 91:1783-1789.
- DOMÍNGUEZ-BERJÓN MF; BORRELL C; PASTOR V (2004). Indicadores socioeconómicos de área pequeña en el estudio de las desigualdades de salud. *Gaceta Sanitaria*; 18(2):92-100.
- HIPPISLEY-COX J, HARDY C, PRINGLE M, FIELDING K, CARLISLE R, CHILVERS C (1997). The effect of deprivation on variations in general practitioners' referral rates: a cross-sectional study of computerised data on new medical and surgical outpatient referrals in Nottinghamshire. *British Medical Journal*; 314:1458-1461.
- HOARE J (2003). Comparison of area-based inequality measures and disease morbidity in England, 1994-1998. *National Health Statistics Quarterly*; 18:18-24.
- IDESCAT. Base de Dades de Municipis i Comarques. <http://www.idescat.es/basdades/bemc/bemc.stm>
- INE. Censos de Población y Viviendas, 2001. <http://www.ine.es/>
- JORDAN H, RODERICK P, MARTIN D (2004). The Index of Multiple Deprivation 2000 and accessibility effects on health. *Journal of Epidemiology and Community Health*; 58:250-257.
- KINRA S, NELDER RP, LEWENDON GJ (2000). Deprivation and childhood obesity: a cross sectional study of 20973 children in Plymouth, United Kingdom. *Journal of Epidemiology and Community Health*; 54:456-460.
- KOIFMAN S, KOIFMAN RJ (2003). Environment and cancer in Brazil: an overview from a public health perspective. *Mutation Research*; 544(2-3):305-311.
- KRIEGER N (1994). Epidemiology and the web of causation: has anyone seen the spider? *Social Science Medicine*; 38:887-903.
- LEE WJ, HOPPIN JA, BLAIR A, LUBIN JH, DOSEMECI M, SANDLER DP, ALAVANJA MCR (2004). Cancer incidence among pesticide applicators exposed to alachlor in the agricultural health study. *American Journal of Epidemiology*; 159:373-380.
- LERTXUNDI A, SAEZ M, SAURINA C (2004). Efectos de la privación material sobre la variabilidad geográfica de la incidencia del cáncer en la Región Sanitaria Girona. Grup de Recerca en Estadística, Economia Aplicada i Salut (GRECS), Universitat de Girona.
- LITTLE RJA, RUBIN DB (2002). *Statistical Analysis with Missing Data*, 2nd edition, New York: John Wiley.
- LOCKER D, PAYNE B, FORD J (1996). Area variations in health behaviours. *Canadian Journal of Public Health*; 87:125-129.

- MCWHORTER WP, SCHATZKIN AG, HORM JW, BROWN CC (1989). Contribution of socioeconomic status to black/white differences in cancer incidence. *Cancer*; 63(5):982-987.
- MARTIN D, BRIGHAM P, RODERICK P (2000). The (mis)representation of rural deprivation. *Environmental Planning A*; 32:735-751.
- MEZEI G (2003). RE: Electromagnetic fields, polychlorinated biphenyls, and prostate cancer mortality in electric utility workers. *American Journal of Epidemiology*; 158:927-929.
- MOLLIE A (1996). Bayesian mapping of disease. En Gilks WR, Richardson S, Spiegelhalter DJ (eds). *Markov Chain Monte Carlo in Practice*. Nova York: Chapman & Hall, pp. 359-379.
- OCAÑA-RIOLA R, SÁNCHEZ-CANTALEJO C, ROSELL J, SÁNCHEZ-CANTALEJO E, DAPONTE A (2004a). Socio-economic level, farming activities and risk of cancer in small areas of Southern Spain. *European Journal of Epidemiology*; 19(7).
- OCAÑA-RIOLA R, SÁNCHEZ-CANTALEJO C (2004b). Rurality index for small areas in Spain. *Journal of Modern Applied Statistical Methods* (en prensa).
- PAPPAS G, HADDEN WC, KOZAK LJ, FISHER GF (1997). Potentially avoidable hospitalizations: inequalities in rates between US socioeconomic groups. *American Journal of Public Health*; 87:811-816.
- PAYNE G, PAYNE J, HYDE M (1996). Refuse of all classes? Social indicators and social deprivation. *Sociological Research Online*; 1(1), <http://www.socresonline.org.uk/socresonline/1/1/3.html>
- PICKETT KE, PEARL M (2001). Multilevel analysis of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *Journal of Epidemiology and Community Health*; 55:111-122.
- POLEDNAK AP (1992). Cancer incidence in the Puerto Rican-born population in Connecticut. *Cancer*; 70(5):1172-1176.
- SERVICIO DE ESTUDIOS DE 'LA CAIXA' (2002). *Anuario Económico de España. 2002*. Barcelona: Servicio de Estudios de 'La Caixa'.
- SOCIAL DISADVANTAGE RESEARCH CENTRE (SDRC) (2003). *Scottish indices of deprivation 2003*. Oxford; SDRC.
- ST LEGER S (1995). Use of deprivation indices in small area studies of environment and health. *Journal of Epidemiology and Community Health*; 49:1-88.
- SUNDQUIST K, MALMSTRÖM M, JOHANSSON SE, SUNDQUIST J (2003). Care Need Index, a useful tool for the distribution of primary health care resources. *Journal of Epidemiology and Community Health*; 57:347-352.
- TOWNSEND P (1979). *Poverty in the United Kingdom*. Londres: Penguin.
- TOWNSEND P (1987). Deprivation. *Journal of Social Policy*; 16(2):125-146.
- TOWNSEND P, PHILLIMORE P, BEATTLE A (1988). *Health and deprivation: inequality and the North*. Londres: Croom Helm.
- WILLIAMS T, JACKSON A, TURBITT D (1997). RE: Effect of deprivation on general practitioners' referral rates. *British Medical Journal*; 315:882-883.
- WOODWARD M (1996). Small area statistics as markers for personal social status in the Scottish heart health study. *Journal of Epidemiology and Community Health*; 50:570-576.

ZHENG T, HOLFORD TR, LEADERER B, ZHANG Y, ZAHM SH, FLYNN S, TALLINI G, ZHANG B, ZHOU K, OWENS PH, LAN Q, ROTHMAN N, BOYLE P (2004). Diet and nutrient intakes and risk of non-hodgkin's lymphoma in Connecticut women. *American Journal of Epidemiology*; 159:454-466.