

USO DELL'INDICE DI DEPRIVAZIONE MATERIALE IN EPIDEMIOLOGIA DESCRITTIVA

Laura Grisotto (a, b), Dolores Catelan (a, b), Corrado Lagazio (c), Annibale Biggeri (a, b)

(a) Dipartimento di Statistica "G. Parenti" Università degli studi di Firenze,

(b) Unità di Biostatistica, CSPO Centro per lo Studio e la Prevenzione Oncologica, Firenze

(c) Dipartimento di Scienze Statistiche, Università degli Studi di Udine

Introduzione

In epidemiologia descrittiva l'indice di deprivazione materiale è stato usato insieme con altre variabili socio-economiche, indicatori di reddito o classe sociale, indicatori di scolarità, per documentare l'ampiezza dei differenziali sociali di mortalità, prevalenza o incidenza di malattia. In tale applicazione si discute del valore dell'indice e delle sue componenti, di solito appartenenti agli ambiti della capacità personale, sociale e materiale. Ad esempio in Tabella 1 sono riportati i tassi di ricovero 1997-2000 per livello di deprivazione materiale a livello individuale tratti dallo Studio Longitudinale Toscano (1), Coorte Censuarie 1991 di Firenze.

Tabella 1. Ricoveri totali 1997-2000, tassi grezzi di ricovero (x 1000), rischi relativi* (rif.: Indice 0) con limiti di confidenza al 95% per genere e classe di età

	Indice di deprivazione					
	Uomini			Donne		
	Indice 0	Indice 1	Indice 2 o +	Indice 0	Indice 1	Indice 2 o +
<i>Classe di età 18-59 anni</i>						
ricoveri	11.152	19.407	6.042	20.901	27.596	5.795
tassi grezzi	81,47	129,21	158,92	115,00	141,92	150,17
rischi relativi	1,00	1,34	1,76	1,00	1,17	1,28
limiti conf.	Rif,	1,3 – 1,4	1,6 – 1,9	Rif,	1,1 – 1,2	1,2 – 1,3
<i>Classe di età 60-74 anni</i>						
ricoveri	6.119	19.727	2.323	5.540	30.732	2.267
tassi grezzi	321,14	374,25	386,06	227,82	271,63	301,35
rischi relativi	1,00	1,16	1,22	1,00	1,17	1,31
limiti conf.	Rif,	1,1 – 1,2	1,1 – 1,3	Rif,	1,1 – 1,2	1,2 – 1,4

* I rischi relativi sono aggiustati per età

La deprivazione è qui la somma a livello di ciascun individuo censito del numero di condizioni di svantaggio.

L'indice sopra descritto ha anche altri utilizzi. In epidemiologia ambientale è stato dimostrato come la popolazione in condizioni socio-economiche svantaggiate tende a vivere in vicinanza di fonti potenziali di emissione di sostanze nocive o in aree dove la pressione ambientale è maggiore, a causa di fattori molteplici, quali la prossimità ai luoghi di lavoro, la disponibilità o il costo delle abitazioni. In Tabella 2 è riportata, a titolo esemplificativo, la

distribuzione della popolazione per livello di deprivazione materiale e distanza da una potenziale sorgente di inquinamento (Prato 1997) (2).

Tabella 2. Distribuzione della popolazione maschile per livello di deprivazione materiale e distanza da un impianto di incenerimento di scorie

Distanza dall'impianto (km)	Indice di deprivazione						Totale	
	basso		medio		alto		N.	%
	N.	%	N.	%	N.	%		
<=1,49	677	17,6	1.283	33,4	1.882	49,0	3.842	100,0
1,5-3,49	7.922	33,2	7.154	30,0	8.782	36,8	23.858	100,0
3,5-4,49	5.051	28,9	6.007	34,4	6.410	36,7	17.468	100,0
>=4,50	13.299	37,1	11.260	31,5	11.241	31,4	35.800	100,0
Totale	26.949	33,3	25.704	31,7	28.315	35,0	80.968	100,0

Entro 1,5 km la percentuale di soggetti con alto livello di deprivazione è pari a circa il 50% mentre se consideriamo le residenze oltre i 4,5 km dalla sorgente la percentuale è intorno al 30%. Nello studio degli effetti sulla salute delle esposizioni ambientali il livello socio-economico, come riassunto dall'indice di deprivazione, si comporta pertanto come un fattore di confondimento (è associato alla malattia, è associato alla esposizione in studio) (3).

Il livello socio-economico o la deprivazione materiale esercitano il loro effetto sulla genesi delle malattie in modo mediato. Non discuteremo oltre questo punto, ma ricordiamo come la rete causale in gioco coinvolge sia le abitudini di vita, ad esempio fumo di sigaretta e dieta, che le esposizioni lavorative. L'eventuale aggiustamento per condizione socio-economica o per deprivazione materiale nelle analisi di epidemiologia ambientale ha lo scopo di controllare queste due importanti fonti di confondimento, anche se in modo indiretto e quindi imperfetto (4).

L'esigenza di tener conto di questa potenziale distorsione era molto avvertita negli studi di epidemiologia occupazionale. La mortalità delle coorti degli esposti, assemblate storicamente, è stata comparata sia con standard nazionali che locali. L'uso degli standard locali era giustificato dal rilievo di forti gradienti entro la nazione dei rischi di morte per causa e dall'assunto che le abitudini di vita fossero simili a quelle della coorte in studio nella presunzione che i suoi membri provenissero prevalentemente da un ambito locale (5).

La popolazione locale è quindi usata in modo alternativo all'aggiustamento per deprivazione materiale. In generale perché non è disponibile un indice di deprivazione materiale e un profilo di tassi di riferimento specifici per livello di deprivazione (si veda ad esempio il rapporto dell'Osservatorio epidemiologico della Regione siciliana, 6). Questa soluzione è però molto arbitraria, poiché lascia aperta la questione di definire cosa si intenda per popolazione di riferimento locale. Abbiamo così diverse proposte: un cerchio centrato sull'area in studio e di dimensioni prefissate (7), la provincia di appartenenza (8), la Regione (9). Ciascuna delle opzioni ha i suoi pro e contro. Tuttavia la ricerca epidemiologia su temi ambientali ha ormai adottato come standard l'aggiustamento per deprivazione materiale in tutte le analisi descrittive, e come tale la ritroviamo sempre ad accompagnare eventuali standardizzazioni locali (come in 7, 8, 9).

Il presente contributo ha lo scopo di raccomandare la standardizzazione per deprivazione materiale negli studi di epidemiologia ambientale. Esso è così strutturato: nel paragrafo seguente sono spiegati e motivati i metodi usati per la costruzione dell'indice di deprivazione e per il confronto tra tassi o rapporti tra tassi standardizzati su popolazioni locali o standardizzati per deprivazione materiale; nel paragrafo 3 sono presentati esempi dal rapporto sulle aree a rischio della Regione Sardegna (9). Seguono infine la Discussione e le Conclusioni.

Abbiamo anche inserito due Allegati che mostrano in modo schematico il calcolo dell'indice di deprivazione materiale e la procedura di standardizzazione.

Obiettivo del lavoro

Mostrare l'uso della standardizzazione per deprivazione materiale negli studi di epidemiologia descrittiva con valore di sorveglianza ambientale.

Materiali e metodi

I dati provengono dal Rapporto sulle aree a rischio della Regione Sardegna (9). Si riferiscono ai certificati di causa di morte ISTAT per il ventennio 1981-2001 e alle schede di dimissione ospedaliera per il periodo 2001-2003.

L'indice di deprivazione materiale è stato costruito sulla base di alcune variabili disponibili a livello comunale al censimento del 1991 (10). In particolare le variabili considerate per definire l'ambiente sociale sono state:

- l'istruzione: percentuale di analfabeti, alfabeti o con licenza elementare sulla popolazione con più di 6 anni;
- la condizione professionale: percentuale di disoccupati sulla popolazione attiva;
- l'indice di affollamento: numero di occupanti per stanza.

L'indice di deprivazione materiale per tutti Comuni della Regione Sardegna è stato costruito come somma dei punteggi z per ciascuna delle 3 variabili (vedi Allegato 1).

È stato considerato anche un indice di deprivazione sociale aggiungendo alle tre precedenti variabili anche la tipologia familiare (percentuale di famiglie con 5 o più componenti). Questo indice non è poi stato usato per semplicità e perché lo scopo è quello dell'aggiustamento nelle analisi di epidemiologia ambientale piuttosto che lo studio degli effetti delle condizioni sociali ed economiche (9).

L'indice prodotto è diverso dall'indice di Cadum (11) in quanto non sono considerate le caratteristiche dell'abitazione come indicatori di reddito. Si è ritenuto che esse potrebbero andar bene in altre realtà nazionali, ma non sono indicatori appropriati in realtà ancora caratterizzate da intense attività di tipo agricolo-pastorale come la Regione Sardegna. Il risultato di un indice che include le caratteristiche dell'abitazione è un indice che assegna livelli medi di deprivazione alle grandi aree urbane dell'isola, la Gallura, l'area di Macomer e il medio Campidano, che invece hanno i redditi più alti (9).

La somma di punti z per ciascuna delle variabili considerate nella costruzione dell'indice serve perché: 1) standardizzando si toglie l'unità di misura e quindi le variabili sono confrontabili tra loro; 2) facendo la somma semplice non pesata, si assegna la stessa importanza a ciascuna delle variabili. Tale procedura permette di essere riprodotta facilmente in occasioni successive o in contesti differenti. Le componenti in gioco sono poche e con forte validità di costruito, cioè si considerano variabili che hanno una forte interpretazione o valenza socio-economica. In tal modo si privilegia la specificità a scapito della sensibilità. Questa strategia è coerente quando si conduce uno studio epidemiologico e siamo preoccupati dagli eventuali falsi positivi. Dato che le aree a forte pressione ambientale potrebbero avere alti livelli di deprivazione materiale (2,4) è importante non includere nell'insieme delle aree deprivate che costituisce la popolazione di riferimento aree che non sono deprivate (falsi positivi).

L'aggiustamento per deprivazione materiale è fatto calcolando gli eventi attesi sulla base di una popolazione di riferimento con livello di deprivazione simile. Questa popolazione è di solito ottenuta aggregando le aree nello stesso quintile di deprivazione. È una strategia semplice, facilmente riproducibile e che non richiede dati su base individuale (4). In contesi particolari come gli studi longitudinali si può avere il dato sul singolo soggetto, ma sono eccezioni (1). Studi semi-individuali (12) usano a volte dati per micro-aree come le sezioni censuarie (13). In questo caso si potrebbe anche aggiustare per deprivazione materiale usando un modello di regressione di Poisson (14, 15). Tuttavia l'uso di modelli di regressione non è immune da difficoltà e possibili distorsioni quando la variabile di risposta è un tasso o rapporto tra tassi standardizzato per età mentre le covariate non lo sono (16).

Metodi per il confronto con standard locali

Quando si confrontano due misure della stessa quantità il coefficiente di correlazione di Pearson può essere fuorviante (17). Questo perché la correlazione non è influenzata da cambiamenti della media dei valori di una delle due misure, cioè la correlazione tra Y e X è la stessa della correlazione tra Y e $(X+k)$, dove k è una costante arbitraria. La correlazione tra rapporti standardizzati (SMR) su una popolazione locale, o standardizzati per deprivazione materiale, può perciò essere alta anche nel caso in cui ad esempio gli SMR aggiustati per deprivazione fossero sistematicamente più vicini al valore nullo.

Nel Rapporto sulle aree a rischio della Regione Sardegna (9) abbiamo quindi utilizzato in aggiunta al coefficiente di correlazione di Pearson, anche il coefficiente di concordanza di Lin (18). Questa statistica è simile alla precedente ma tiene conto della differenza tra le medie delle due distribuzioni. L'interpretazione del coefficiente di Lin è rispetto alla bisettrice: se le due variabili (Y e X) misurano la stessa quantità allora ci aspettiamo che i punti siano allineati lungo la retta di pendenza unitaria e intercetta nell'origine. Il coefficiente misura appunto la distanza dei punti dalla bisettrice.

Nei diagrammi di dispersione che riportano SMR locali e aggiustati per deprivazione materiale abbiamo riportato la bisettrice e la retta di regressione sull'asse maggiore (RMA, 19). Questa retta ha una pendenza data dal rapporto tra le due deviazioni standard e quindi è appropriata per esprimere l'attenuazione o l'accentuazione della variabilità tra le osservazioni a seconda dell'indicatore usato.

Infine le differenze tra i due SMR: abbiamo riportato un grafico con la differenza in ordinata e la media in ascissa (20). Sono indicati anche i limiti di concordanza al 95% (dati da $\pm 1,96$ volte la deviazione standard delle differenze) che sono utili per identificare le malattie per le quali gli SMR hanno differenze maggiori.

Risultati

La standardizzazione per deprivazione materiale è in generale migliore della standardizzazione su popolazioni locali perché non dipende dalla arbitraria definizione di cosa si intende per "locale". Inoltre si tenga presente che questa definizione dipende dalle malattie esaminate, e quindi una scelta ottimale non è facilmente gestibile negli studi di tipo esplorativo che prendono contemporaneamente in considerazione l'intero profilo di salute di una popolazione esposta.

Prendendo come esemplificazione i risultati del rapporto sulle aree a rischio della Regione Sardegna (Tabella 3) (9) osserviamo che gli SMR aggiustati per deprivazione materiale sono

mediamente più piccoli, compresi verso il valore nullo di 100, sia rispetto agli SMR su standard regionale che locale (definito come il cerchio di raggio tale da includere almeno 50 Comuni vicini all'area in studio). In Tabella 3 sono riportati i coefficienti di correlazione (Pearson) e concordanza (Lin) per gli SMR (sulla trasformata logaritmica) relativi alle 367 cause di morte indagate.

Tabella 3. Coefficiente di correlazione e coefficiente di concordanza tra SMR aggiustati per deprivazione e SMR con standard regionale o locale (aree a rischio della Regione Sardegna)

Riferimento	Correlazione (Pearson)		Concordanza (Lin)	
	Locale (cerchio)	Deprivazione	Locale (cerchio)	Deprivazione
Regione	0,850	0,958	0,812	0,948
Locale (cerchio)		0,859		0,849

Come detto, la concordanza è inferiore alla correlazione per effetto della leggera differenza in media. Questa è maggiore se consideriamo l'aggiustamento con popolazione locale rispetto a quello con popolazione regionale, un risultato che solleverebbe la questione di un eventuale *overmatching*.

La Figura 1 mostra, sempre su scala logaritmica, i diagrammi di dispersione per gli SMR regionali, locali e aggiustati per deprivazione.

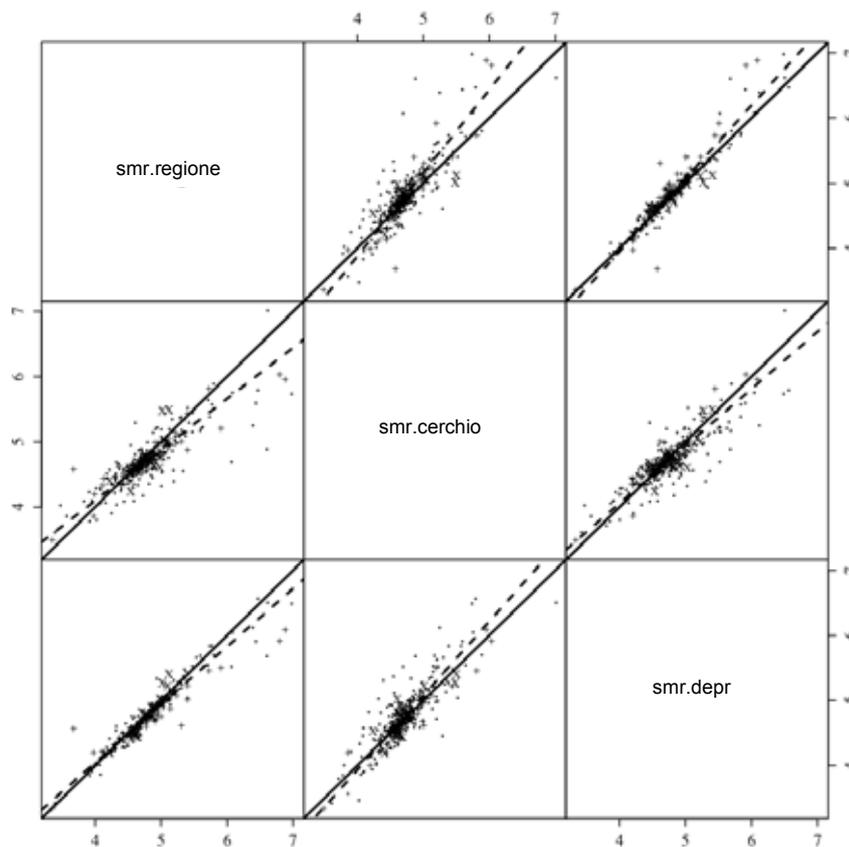


Figura 1. Diagramma di dispersione tra SMR aggiustati per deprivazione e SMR con standard regionale o locale (scala logaritmica); in continuo è indicata la retta di perfetta concordanza e in tratteggio la retta RMA (aree a rischio della Regione Sardegna)

È evidente la maggior coerenza tra SMR aggiustati per deprivazione e SMR con standard regionale, anche se questo risultato non è generalizzabile ad altri contesti. È interessante notare come la retta RMA (in tratteggio) mostra una maggiore omogeneità degli SMR con aggiustamento per deprivazione materiale e con standard locale rispetto agli SMR con standard regionale. Per leggere questo risultato si ricordi che la retta RMA è data dal rapporto delle deviazioni standard Y (ordinata) su X (ascissa): pertanto è sopra la bisettrice (la retta di perfetta concordanza, in continuo nella Figura 1) quando la variabile sulle ascisse ha una deviazione standard minore della variabile sulle ordinate. I risultati sono coerenti con l'ipotesi che l'aggiustamento per deprivazione materiale rimuove parte della variabilità tra SMR che invece resta quando si aggiusta sullo standard regionale. Inoltre sono coerenti con l'ipotesi di un eccessivo appiattimento delle differenze quando si usi uno standard locale. Nella Figura 1 sono segnati con il simbolo + i punti relativi alle cause di morte per le quali c'è significatività sull'SMR con standard regionale mentre non c'è con l'aggiustamento per deprivazione materiale; con il simbolo X quando è significativo il confronto con l'SMR aggiustato per deprivazione materiale ma non con lo standard regionale. La sproporzione a vantaggio dei + indica come l'uso dello standard regionale porti a dichiarare significativi degli SMR che sono spiegati da differenze di deprivazione materiale. Vi sono tuttavia situazioni in cui l'aggiustamento per deprivazione svela differenze che non sarebbero altrimenti rilevate (le X: un esempio la mortalità per il tumore del polmone negli uomini per gli anni 1997-2001 nell'area di Portoscuso ha SMR con standard regionale di 110 con un intervallo di confidenza al 95% di 95-127 mentre l'SMR aggiustato per deprivazione materiale è pari a 124 con un intervallo al 95% di 107-143).

La Figura 2 mostra il grafico di Bland e Altman (20), in ordinata la differenza (su scala logaritmica) e in ascissa la media (sempre su scala logaritmica) tra SMR con standard regionale e SMR aggiustato per deprivazione materiale.

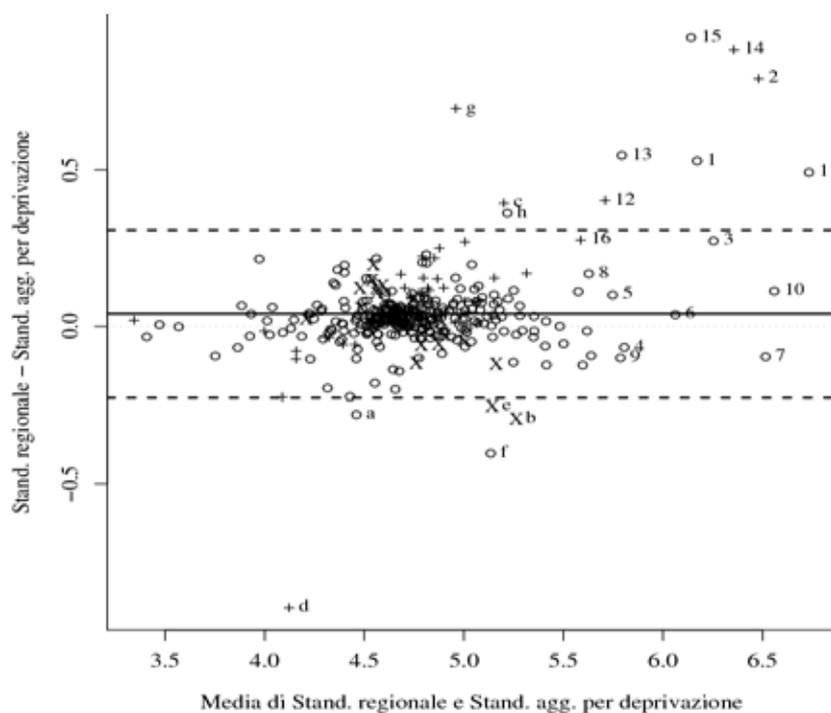


Figura 2. Diagramma di Bland e Altman (20). SMR aggiustati per deprivazione e SMR con standard regionale (scala logaritmica). In continuo è indicata la differenza media e in tratteggio i limiti di concordanza al 95% (aree a rischio della Regione Sardegna)

Si nota una certa relazione, le differenze tendono ad essere maggiori e positive quando gli SMR sono più grandi (cioè SMR largamente in eccesso sono ridotti in misura maggiore dall'aggiustamento per deprivazione materiale). La media delle differenze non è zero, ma è leggermente positiva ad indicare che l'aggiustamento per deprivazione materiale porta complessivamente ad una riduzione degli SMR verso il valore nullo. Poche le variazioni eclatanti (15 su 367 nel nostro esempio, il 4%). Quando gli SMR con standard regionale hanno valori molto alti, superiori a 300 indicati con numeri in Figura 2, vengono mantenuti con valori alti anche se a volte molto ridotti (ad esempio passando da 600 a 300; si veda la Tabella 4).

Tabella 4. Cause di morte per le quali si hanno maggiori discrepanze tra SMR con standard regionale e SMR aggiustato per deprivazione (aree a rischio della Regione Sardegna)

Area	Sesso	Cause di morte	SMR			p-valore*		
			Regione	Depriv.	Locale	Regione	Depriv.	
Ind1	M	Pneumoconiosi	623,98	367,62	268,14	sì	sì	1
Ind1	F	Pneumoconiosi	969,39	438,50	384,61	sì	no	2
Ind2	M	Pneumoconiosi	596,08	453,56	190,15	sì	sì	3
Ind3	M	Tumore maligno pleura	321,27	343,52	263,16	sì	sì	4
Ind3	F	Melanoma	329,36	297,92	360,36	sì	sì	5
ind6	M	Tumore maligno pleura	437,43	421,36	315,79	sì	sì	6
ind7	M	Tumore tiroide	643,38	708,93	327,87	sì	sì	7
ind7	F	Tumore tiroide	302,43	255,56	281,69	no	no	8
ind8	M	Sintomi segni e stati morbosi m..d	309,86	342,65	217,79	sì	sì	9
mil2	M	Tumore maligno pleura	746,28	666,76	1111,11	sì	sì	10
min1	M	Pneumoconiosi	1073,84	656,30	310,28	sì	sì	11
min2	M	Tumore maligno pleura	368,31	246,46	180,50	sì	no	12
min2	M	Pneumoconiosi	431,29	249,66	109,31	sì	sì	13
min2	M	Tumore testicolo	897,33	370,35	416,67	sì	no	14
min2	F	Pneumoconiosi	737,01	292,72	131,58	no	no	15
oris	M	Melanoma	306,52	232,30	333,33	sì	no	16
ind2	F	Tumore trachea bronchi e polmoni	75,26	99,52	108,70	no	no	1
ind4	M	Pneumoconiosi	166,74	223,48	244,50	no	sì	2
mil1	M	Pneumoconiosi	221,07	149,07	128,87	sì	no	3
mil1	M	Malattie apparato respiratorio	39,43	96,49	97,29	sì	no	4
mil3	M	Pneumoconiosi	150,86	194,32	241,16	no	sì	5
mil3	F	Malattie apparato digerente	138,89	207,76	123,10	sì	sì	6
min2	F	Sintomi segni e stati morbosi m.d.	202,20	100,78	149,78	sì	no	7
min2	F	Tumore maligno pleura	221,36	154,08	250,00	no	no	8

* p-valore sì: significativo al 10%, no: non significativo al 10%

Sono queste situazioni di poca importanza, visto che non influenzano più di tanto la decisione finale. Invece alcune situazioni mostrano un cambiamento importante nelle stime passando agli SMR aggiustati per deprivazione (le lettere in Figura 2 e i numeri in corsivo in Tabella 4). Lasciamo al lettore il gusto di altre scoperte nell'esempio riportato.

Discussione

È giusto pensare che l'aggiustamento per deprivazione materiale sia migliore dell'uso di confronti locali? Ammesso che la deprivazione materiale sia una buona approssimazione alle variabili socio-economiche e quindi all'insieme di fattori legati allo stile di vita e alle

esposizioni lavorative, la risposta è affermativa. Su questo punto è utile richiamare la letteratura riportata in introduzione (3,4). Da un punto di vista empirico gli esempi riportati nel paragrafo dei risultati mostrano il differente ruolo giocato per alcune cause, a ulteriore conferma della bontà dell'indicazione all'uso di indici standardizzati per deprivazione materiale.

La procedura seguita è quella di una standardizzazione "ecologica". Sarebbe possibile usare dati relativi alla distribuzione congiunta età-deprivazione materiale entro area? In tal caso potremmo costruire una vera popolazione di riferimento con livelli omogenei di deprivazione materiale, analogamente a quanto facciamo con gli studi longitudinali su base individuale (le coorti censuarie dello studio torinese e toscano (1)). Difficoltà pratiche e vincoli di riservatezza statistica sono attualmente insormontabili nel nostro paese.

L'indice di deprivazione è costruito a partire da variabili socio-economiche. In genere si usano le variabili rilevate dal censimento della popolazione, ma non si possono escludere altre fonti informative (21). In molte situazioni si usano indici già calcolati e resi disponibili da Istituti pubblici o centri di ricerca (11) oppure si procede alla loro costruzione nell'ambito di uno specifico studio epidemiologico (22). La tendenza attuale è quella di cercare sempre più di integrare fonti differenti usando anche sistemi geografici di gestione delle informazioni, specialmente quando si desidera scendere ad un livello di aggregazione spaziale molto fine (23).

Conclusioni e raccomandazioni

La concordanza tra SMR con standard locali (nel nostro esempio il cerchio di raggio tale da includere almeno 50 Comuni, 9) e SMR aggiustati per deprivazione materiale non è alta. La prima conclusione è pertanto che è falso pensare che stringendo il raggio si migliora l'aggiustamento. Nel nostro esempio è molto più frequente che lo standard regionale sia in accordo con l'aggiustamento per deprivazione materiale. L'uso di popolazioni locali è perciò da sconsigliare, non porta ad una maggiore accuratezza e certamente aumenta l'imprecisione delle stime.

Ci sono esempi importanti di discrepanza tra SMR con standard regionale e SMR aggiustati per deprivazione materiale. Non possiamo pensare di adottare standard (regionali-locali) soddisfacenti. L'adozione di standard regionali può portare ad inferenze molto inaccurate. Si ricordi nel rapporto sulle aree a rischio della Regione Sardegna (9) il caso del tumore polmonare a Portoscuso, che risulta significativo solo aggiustando per deprivazione materiale.

Le raccomandazioni sono pertanto stringenti: nelle indagini di epidemiologia ambientale si deve standardizzare per deprivazione materiale ogni indicatore di rischio di malattia (tassi, rapporti tra tassi e altro). Le indicazioni pratiche sono riportate nei due Allegati.

Allegato 1 - Come si calcola l'indice?

a) Scelta della Popolazione

In generale quando si calcola l'indice di deprivazione per studi di epidemiologia ambientale la popolazione di riferimento è definita su base geografica ad esempio l'intera nazione o la Regione entro cui si trova l'area o il gruppo di popolazione potenzialmente esposta ad inquinanti ambientali. Le unità statistiche migliori sono naturalmente gli individui appartenenti alla popolazione tuttavia non sempre sono disponibili i dati individuali. Più spesso si dispone di dati aggregati ad esempio per sezione di censimento o per Comune.

b) I Dati

I dati ISTAT generalmente usati per il calcolo dell'indice sono i dati censuari. Per ragioni di confidenzialità l'ISTAT limita il dettaglio territoriale, nel migliore dei casi è il Comune.

Le informazioni estrapolate dal questionario del censimento riguardano:

- popolazione residente, classificata per genere, età, stato civile, istruzione, occupazione, ecc.;
- abitazioni ed edifici, classificati per disponibilità e tipo di servizi, per epoca di costruzione, ecc.;
- popolazione straniera, classificata per paese di provenienza, ecc.

Alcune di queste informazioni sono disponibili sul sito <http://dawinci.istat.it/>.

Non è necessario avere i dati più recenti (ad esempio del 2001). Infatti in molte indagini si hanno dati di mortalità o ricovero ospedaliero per anni precedenti e spesso è importante tener conto dei tempi di latenza. In molti esempi si hanno dati desunti dai censimenti del 1991 o addirittura anteriori per analisi relative a eventi sanitari registrati negli anni novanta.

c) Scelta delle variabili

L'indice di deprivazione è per definizione un indice composito cioè è il risultato del contributo indipendente di diversi svantaggi socio-economici. Si parla in genere della mancanza di capacità personale, sociale e materiale.

La scelta delle variabili può quindi essere mirata, cioè si scelgono, ad esempio, tre variabili che sappiamo appartenere a queste componenti, come, per la capacità personale la percentuale di persone poco istruite, per la capacità sociale il tasso di disoccupazione, per quella materiale la proporzione di abitazioni senza acqua calda corrente.

In alternativa alla scelta soggettiva delle variabili si può decidere di utilizzare tecniche statistiche di classificazione e sintesi automatica dell'informazione. Nella fattispecie si possono utilizzare alcune delle tecniche di analisi multivariata come l'analisi delle componenti principali. I risultati di queste analisi permettono di identificare quali variabili maggiormente spiegano le differenze osservate tra le unità statistiche.

d) Calcolo dell'indice

Una volta individuate le variabili si procede al calcolo dei punteggi Z per ogni variabile.

$$Z_{ik} = \frac{x_{ik} - \mu_k}{\sigma_k}$$

Dove:

x_{ik} è il valore osservato nell' i -esima unità (ad esempio il Comune) della k -esima variabile;

μ_k è la media della k -esima variabile;

σ_k è lo scarto quadratico medio della k -esima variabile.

L'indice di deprivazione per l' i -esima unità (ad esempio il Comune) è:

$$ID_i = \sum_{k=1}^3 Z_{ik}$$

Allegato 2 - Come si standardizza per deprivazione

Supponiamo di voler ottenere l'SMR aggiustato per deprivazione per una determinata causa di morte per i Comuni di una Regione.

Precedentemente abbiamo calcolato o abbiamo ottenuto da altra fonte l'indice di deprivazione per tutti i Comuni della Regione di interesse.

Utilizziamo il metodo della standardizzazione indiretta interna.

a) Aggregazione dei Comuni

Per effettuare la standardizzazione è necessario avere i tassi di riferimento.

A questo scopo si calcolano i quintili della distribuzione dell'indice di deprivazione e si assegna ogni Comune al relativo livello di deprivazione. Successivamente si aggregano, per ciascuna classe di età e per ogni quintile di deprivazione materiale, i decessi e la popolazione dei Comuni. Si calcolano quindi i tassi specifici per età di tutti i Comuni appartenenti allo stesso quintile di deprivazione. Si hanno così una serie di tassi specifici per età per ciascun livello di deprivazione materiale.

b) Calcolo degli attesi:

Per ciascun *i*-esimo Comune appartenente all'area in studio, i casi attesi sono dati da:

$$ATTESI_{i(q)} = \sum_{j=1}^J tasso_{j,q} * casi_{j,i(q)}$$

Dove *i*=1,...,I denota il Comune; *j*=1,...,J denota la classe di età; *q*=1,...,5 il quintile di deprivazione materiale. La notazione *i*(*q*) indica che l'*i*-esimo Comune appartiene al *q*-esimo quintile di deprivazione materiale.

Per l'area in studio, nel caso in cui sia composta da più Comuni con differente livello di deprivazione materiale, gli attesi sono dati dalla somma degli attesi calcolati separatamente per ciascun Comune:

$$ATTESI_{area} = \sum_{i \in area} ATTESI_i$$

L'SMR aggiustato per deprivazione sarà dato dal rapporto tra i casi totali osservati nell'area in studio e i casi attesi così ottenuti.

In tal modo gli attesi provengono dalla somma di popolazioni di riferimento con proporzionalmente la stessa composizione per deprivazione materiale dell'area in studio.

Bibliografia

1. Biggeri A, Barchielli A, Geddes M, Pasqua A, Bianchini E. SLT Studio Longitudinale Toscano. *Condizione socio-economica e ricovero ospedaliero a Firenze. Informazioni Statistiche, Studi e Ricerche*. Firenze: Edizioni Regione Toscana; 2003.
2. Chellini E, Biggeri A, Cherubini M, Vannucchi G, Chetoni L, Seniori Costantini A. Respiratory cancer in a population resident in the neighbourhood of a sewage plant in Prato, Italy. *Arch Environ Health* 2002;57:548-53.
3. Carstairs V. Deprivation indices: their interpretation and use in relation to health. *J Epidemiol Community Health* 1995;49(S2):3-8.
4. Dolk H, Mertens B, Kleinschmidt I, Walls P, Shaddick G, Elliott P. A standardization approach to the control of socioeconomic confounding in small area studies of environment and health. *J Epidemiol Community Health* 1995;49(S2):9-14.
5. Pearce N, Checkoway H, Kriebel D. Bias in occupational epidemiology studies. *Occup Environ Med* 2007;64:562-8.
6. Fano V, Cernigliaro A, Scondotto S, Pollina Addario S, Caruso S, Mira A, Forastiere F, Perucci CA. *Stato di salute della popolazione residente nelle aree ad elevato rischio ambientale e nei siti di interesse nazionale della Sicilia. Regione siciliana, ESA*. Dipartimento di Epidemiologia ASL Roma/E; 2005.
7. Cislighi C. *GIS8 Atlante italiano di mortalità 1981-2001. Versione 8*. Milano: Cilea; 2005.
8. Martuzzi M, Mitis F, Biggeri A, Terracini B, Bertollini R. Ambiente e stato di salute nella popolazione delle aree ad alto rischio di crisi ambientale in Italia. *Epidemiol Prev* 2002;26,Suppl.: 1-53.
9. Biggeri A, Lagazio C, Catelan D, Pirastu R, Casson F, Terracini B. Rapporto sullo stato di salute delle popolazioni residenti in aree interessate da poli industriali, minerari o militari della Regione Sardegna. *Epidemiol Prev* 2006;30,Suppl:1-96.
10. ISTAT. *14° Censimento generale della Popolazione e delle Abitazioni. Anno 1991*. Roma: Istituto Nazionale di Statistica; 2005.
11. Cadum E, Costa G, Biggeri A, Martuzzi M. Deprivazione e mortalità: un indice di deprivazione per l'analisi delle disuguaglianze su base geografica. *Epidemiol Prev* 1999;23:175-87.
12. Kunzli N, Tager IB. The semi-individual study in air pollution epidemiology: a valid design as compared to ecologic studies. *Environ Health Perspect* 1997;105:1078-83.
13. Elliott P, Wartenberg D. Spatial epidemiology: current approaches and future challenges. *Environ Health Perspect* 2004;112:998-1006.
14. Bithell JF, Dutton SJ, Neary NM, Vincent TJ. Controlling for socio-economic confounding using regression methods. *J Epidemiol Community Health* 1995;49(S2):15-9.
15. Morton-Jones T, Diggle P, Parker L, Dickinson HO, Binks K. Additive isotonic regression models in epidemiology. *Stat Med* 2000;19:849-59.
16. Rosenbaum PR, Rubin DB. Difficulties with regression analysis of age-adjusted rates. *Biometrics* 1984;40:437-43.
17. van Belle G, Fisher LD. *Biostatistics. A Methodology for the Health Sciences*. New York: John Wiley & Sons; 1996.
18. Lin L. A Concordance Correlation Coefficient to Evaluate Reproducibility. *Biometrics* 1989;45: 255-68.
19. Sokal RR, Rohlf FJ. *Biometry. 2nd edition*. New York: Freeman; 1981.
20. Bland JM, Altman DG. Measuring Agreement in Method Comparison Studies. *Stat Methods Med Res* 1999;8:135-60.

21. Caiazzo A, Cardano M, Cois E, Costa G, Marinacci C, Spadea T, Vannoni F, Venturini L. Disuguaglianze sociali e salute in Italia. *Epidemiol Prev* 2004;28(3 Suppl):1-161.
22. Cesaroni G, Agabiti N, Rosati R, Forastiere F, Perucci CA. Un indice di posizione socio-economica basato sul censimento del 2001 a Roma. *Epidemiol Prev* 2006;30:352-7.
23. Bell N, Schuurman N, Hayes MV. Using GIS-based methods of multicriteria analysis to construct socio-economic deprivation indices. *Int J Health Geogr* 2007;14:6-17.