

# STIMARE CORRETTAMENTE I COSTI DEI FARMACI IN MEDICINA GENERALE

## I dati di consumo di farmaci della ASSSL 10 del Veneto

PAOLO PIERGENTILI, OMAR PACCAGNELLA\*

Distretto del litorale, ASSSL 10 Veneto orientale, Caorle (VE);

\* Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Padova

Periodicamente Medici di Medicina Generale (MMG), singolarmente o in gruppi, vengono coinvolti in indagini di corpi di polizia o della magistratura contabile per *iperprescrizione*. Tali addebiti derivano da analisi di volumi tariffari di spesa generati dal, o addebitati al MMG, paragonati, si suppone, a parametri oggettivi quali, per esempio, la media dei costi a livello regionale o nazionale. Non a caso si suppone, in quanto le metodologie adottate per individuare i cosiddetti *iperprescrittori* non sono facilmente accessibili, essendo documenti di indagine giudiziaria, e quasi mai vengono pubblicate le metodologie di analisi o i risultati dopo le indagini, come avviene con i lavori scientifici.

Il presente studio si propone di valutare se approcci così diretti siano o no adeguati per lo scopo che si prefiggono e di proporre un metodo per introdurre il *risk adjustment* nella valutazione attraverso dati amministrativi del costo dei trattamenti in Medicina Primaria.

### MATERIALI E METODI

L'analisi riguarda i farmaci prescritti a residenti della ASSSL 10. Sono stati utilizzati i principali database prodotti di routine per la gestione di alcune funzioni amministrative aziendali: anagrafe sanitaria, esenzioni ticket e prescrizioni farmaceutiche. I dati si riferiscono al 2004.

I database sono stati esaminati congiuntamente tramite *record linkage* basato sul codice sanitario dell'assistito, escludendo i record di pazienti cui non sia stato possibile associare un Medico di Famiglia in anagrafe.

Sono stati utilizzati i seguenti software: Microsoft VisualFoxpro e SPSS.

### RISULTATI

Nella ASSSL 10 operano circa 150 MMG; la popolazione assistita è di circa 209.000 persone.

La spesa farmaceutica complessiva lorda riportabile a residenti nella ASSSL 10 nel 2004 è stata di € 41.430.885. Questo dato risulta dalle prescrizioni per le quali è indicato un assistito

con domicilio assistenziale nella ASSSL 10. Limitando l'analisi agli assistiti cui sia stato possibile associare in anagrafe sanitaria un MMG, la spesa è stata di € 38.400.910. La differenza è dovuta in parte alla spesa generata dai pediatri (la spesa per i residenti 0-14 anni: € 867.401), in parte ai *record* il cui codice assistito è evidentemente errato. Risulta pertanto una sottostima pari a circa € 1.150.000.

La distribuzione del costo lordo delle prescrizioni farmaceutiche per medico è riportata in Figura 1. La media è € 247.790,10 (DS 103.003,39, min 2.250,9 e max 452.594,30).

Appare immediatamente evidente come tale distribuzione sia inadeguata a rappresentare correttamente le risorse impiegate dai MMG. Ad esempio, non tutti i medici hanno lo stesso numero di assistiti. Va semmai considerata, quindi, la spesa per assistito. La distribuzione della spesa media per 1000 assistiti per medico è riportata in Figura 2. La media è di € 207.201,35/1000 assistiti (DS 41.341,57, min-max: 85.085,45 e 377.028,66). Tuttavia, anche questa distribuzione non è il modo migliore per rappresentare la variabilità tra MMG. Infatti la spesa è molto influenzata dall'età degli assistiti. La Figura 3 mostra la spesa per 1000 assistiti per sesso e classe di età.

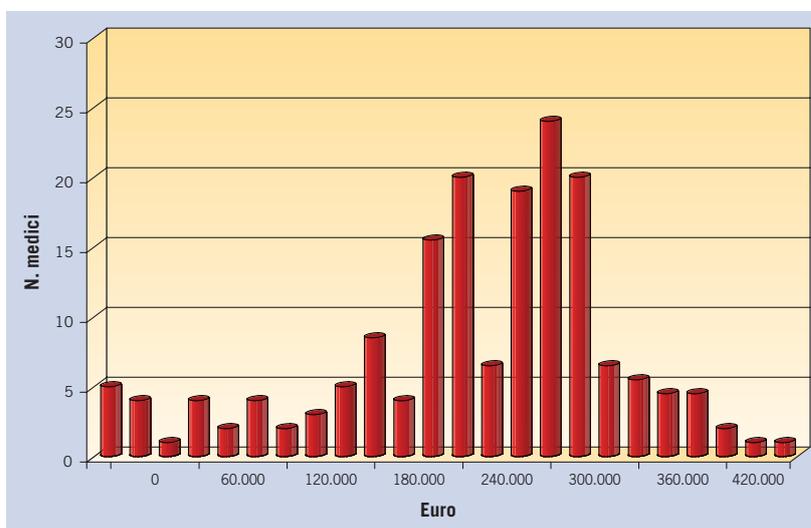
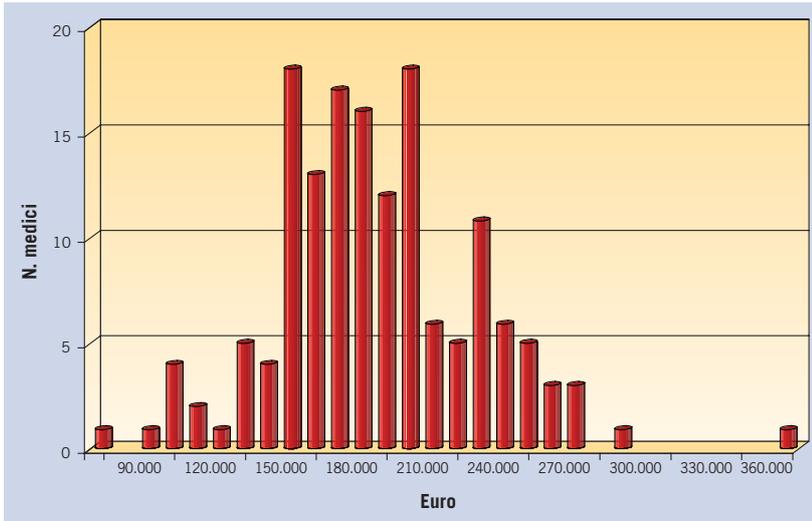
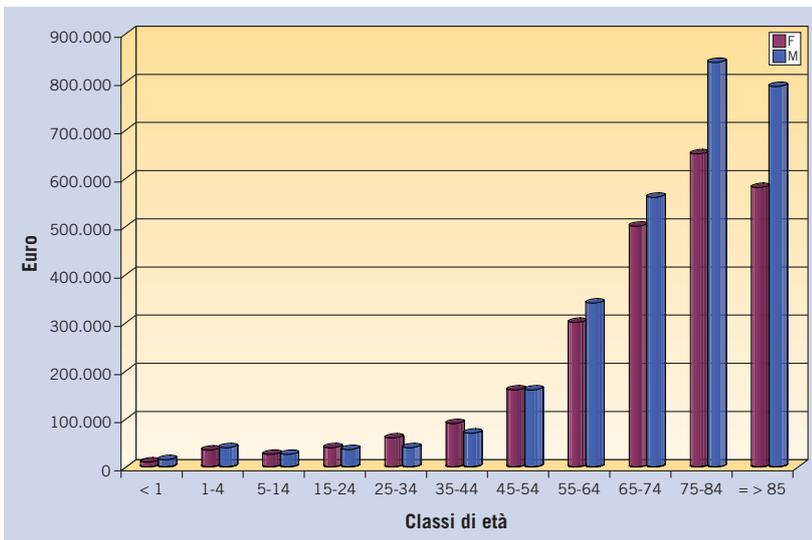


Figura 1

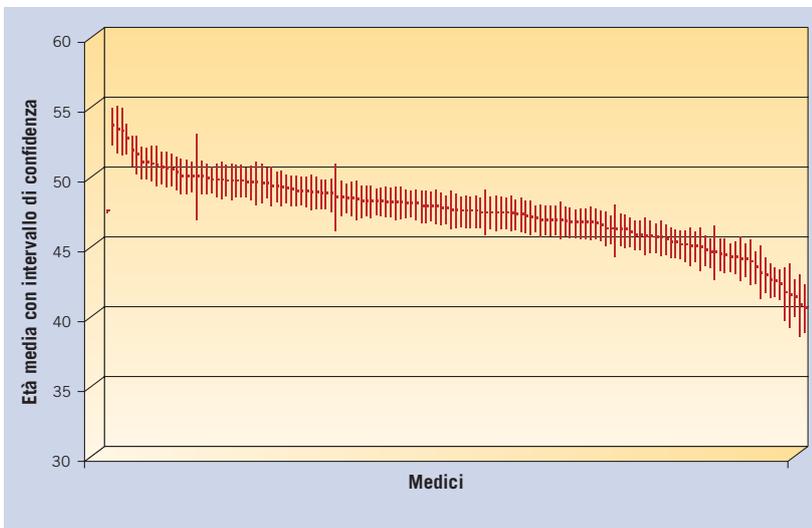
ASSSL 10, Veneto orientale. Spesa farmaceutica complessiva per MMG, 2004.



**Figura 2**  
ASL 10, Veneto orientale. Spesa farmaceutica per 1000 assistiti per MMG, 2004.



**Figura 3**  
ASL 10, Veneto orientale. Spesa farmaceutica media per classi di età e sesso, 2004.



**Figura 4**  
ASL 10, Veneto orientale. Età media degli assistiti per MMG, 2004.

La distribuzione degli assistiti per età varia molto tra i vari medici, come evidenzia la Figura 4, che riporta anche gli intervalli di confidenza.

Bisogna quindi procedere a una standardizzazione della spesa per età e sesso. La risultante distribuzione è riportata in Figura 5. La forma della distribuzione è molto diversa da quella della Figura 2: la media è di € 208.500,58/1000 assistiti, DS di 37.292,24; min-max 82.105,53 e 315.270,35.

È importante notare come il medico con la più alta spesa assoluta (Fig. 1) diventi il secondo quando si consideri la spesa pro capite (Fig. 2), ma solo dodicesimo quando si consideri la spesa standardizzata per sesso ed età (Fig. 5).

Tuttavia, anche il processo di standardizzazione per età e sesso è insufficiente. Esaminiamo i dati non più per medico, bensì per assistito. A questo livello di dettaglio viene considerata non più la spesa totale, bensì la spesa giornaliera media, dato che alcuni assistiti rimangono nella popolazione di studio meno di 365 giorni<sup>a</sup>. In questa distribuzione, sesso ed età spiegano solo il 13,3% della variazione della spesa a livello individuale.

Esistono altri fattori legati a un assistito che possano spiegare un'ulteriore quota di variazione? Probabilmente sì, anche se di difficile misurazione. È ragionevole supporre, infatti, che una quota di variazione della spesa sia determinata dall'insieme delle patologie sofferte e dalla loro gravità.

Per stimare questi fattori è stata valutata la spesa media per pazienti esenti per alcune patologie. L'esenzione dal ticket, infatti, per quanto sia un dato di qualità incerto e variabile, costituisce l'unico database amministrativo che fornisca informazioni sulla diffusione di una serie di patologie a livello di popolazione.

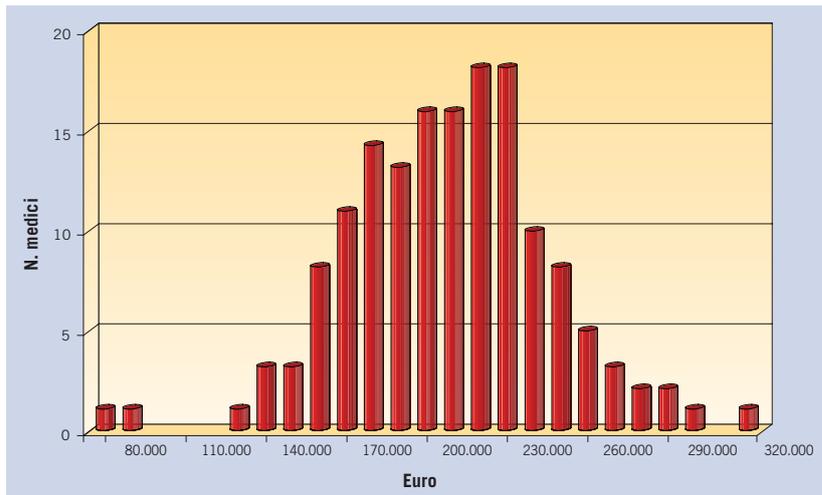
La Tabella I (dati giornalieri medi di costo per persona delle prescrizioni farmaceutiche per tutta la popolazione e per gli esenti dal ticket per diverse causali) offre molte informazioni.

<sup>a</sup> In realtà le differenze nella distribuzione delle due variabili sono molto piccole.

Dimostra come la spesa farmaceutica per gli esenti ticket sia più alta, a volte molto più alta, di quella della popolazione generale (ci si è qui limitati ad analizzare solo alcune delle esenzioni, le più comuni nelle cure primarie).

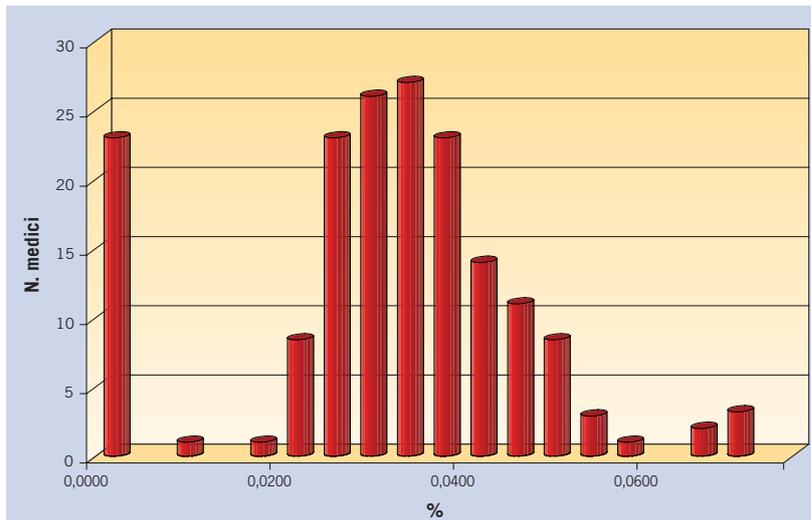
Tuttavia, la loro distribuzione non è certo uguale fra i MMG. La Figura 6 mostra per esempio la distribuzione percentuale al 30 giugno 2004 dell'esenzione per diabete fra i MMG. Si osserva una notevole variazione. Ne consegue che, analogamente a quanto avviene per età e sesso, la valutazione della spesa attribuita a un particolare medico non può prescindere da un aggiustamento per le patologie, di cui le esenzioni ticket sono un proxy.

La Tabella I mostra inoltre come le distribuzioni nei gruppi di esenti siano molto più omogenee. Si osservi come il coefficiente di variazione scenda considerevolmente rispetto al dato della popolazione generale. I dati mostrano anche una certa coerenza: per esempio, la spesa per ipertensione senza danno d'organo è minore rispetto a quella con danno d'organo; oppure, la variabilità della spesa negli esenti per tumore è ampia, dato che in questo gruppo sono incluse persone con condizioni molto diverse tra loro; ancora, gli esenti per reddito presentano una spesa media più vicina a quella della popolazione generale, dato che questa condizione non è legata direttamente a un bisogno di salute, ma a una condizione sociale, seppure con ovvie implicazioni assistenziali.



**Figura 5**

ASSL 10, Veneto orientale. Spesa farmaceutica per 1000 assistiti standardizzata per età e sesso, per MMG, 2004.



**Figura 6**

ASSL 10, Veneto orientale. Prevalenza esenzioni ticket per diabete al 30 giugno 2004 per MMG.

**Tabella I**  
ASSL 10, Veneto orientale.  
Spesa farmaceutica giornaliera media per assistito per alcuni tipi di esenzione, 2004.

	N. ASSISTITI	MEDIA	DS	COEFF. VARIAZIONE	ERRORE STD. MEDIA	IC 95%	
						SUP.	INF.
Tutta la popolazione	209.571	0,56	1,40	2,50	0,00	0,56	0,55
Esenti per diabete	7350	2,51	2,49	0,99	0,03	2,57	2,45
Esenti per ipertensione con danno d'organo	15.128	2,38	2,11	0,89	0,02	2,42	2,35
Esenti per ipertensione senza danno d'organo	5977	1,64	1,52	0,93	0,02	1,68	1,61
Esenti per tumore	7428	2,06	3,83	1,86	0,04	2,14	1,97
Esenti per malattie cardiache	1208	2,76	2,58	0,93	0,07	2,90	2,61
Esenti per le altre cause per patologia	17.401	2,05	2,61	1,27	0,02	2,09	2,02
Esenti per invalidità	8117	2,06	3,34	1,62	0,04	2,13	1,99
Esenti per reddito	7550	0,98	1,92	1,96	0,02	1,03	0,94

Se l'obiettivo è, tuttavia, quello di individuare i medici a cui si possono riferire spese elevate, bisogna individuare un metodo per sintetizzare le informazioni della Tabella I in un unico parametro. Uno dei metodi per ottenere questo è di utilizzare modelli statistici multivariati.

Una compiuta analisi multidimensionale di questo database è al di là degli scopi del presente lavoro, e sarà oggetto di futuri approfondimenti. A titolo esemplificativo ci limiteremo ad applicare in questo contesto un modello tobit, in cui la variabile dipendente è il costo farmaceutico giornaliero per assistito e i regressori sono costituiti da un insieme di variabili che descrivono le principali caratteristiche e condizioni degli stessi assistiti<sup>1</sup>.

La stima del modello viene riportata in Tabella II. Il modello tobit si adatta molto bene all'analisi di quei casi in cui la variabile dipendente è continua, ma l'intervallo dei possibili valori che essa può assumere è limitato, in particolare quando la variabile dipendente è nulla per una parte rilevante della popolazione oggetto di studio. L'analisi condotta in questo lavoro fornisce un chiaro esempio di questa situazione, poiché circa il 40% degli assistiti presenta una spesa farmaceutica nulla.

Per semplicità non riportiamo tutti i risultati della stima di questo modello. Tuttavia, è importante riportare che la varianza spiegata applicando un modello di regressione lineare diverso dal tobit<sup>b</sup> è circa del 30%, un risultato promettente per eventuali ulteriori e necessari raffinamenti del sistema.

Ogni coefficiente esprime il contributo alla spesa globale di ogni individuo in virtù di quella specifica esenzione (in termini di spesa media giornaliera), a parità di altri coefficienti.

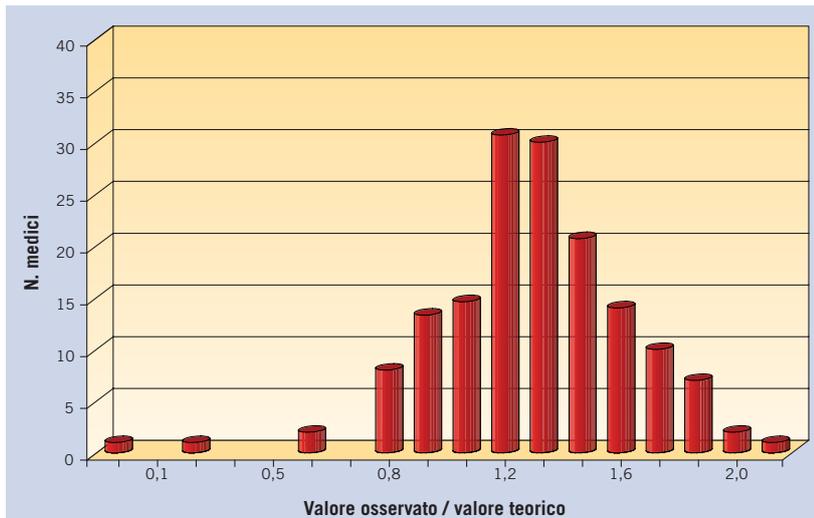
Sono state inserite anche due condizioni non strettamente legate all'esenzione del ticket:

1. persone decedute nel 2004 e nel 2005, dato che si può presumere che nell'ultimo anno di vita di una persona si verifichi un aumento notevole delle spese assistenziali;
2. donne che hanno partorito nel 2004 o nei primi nove mesi del 2005; questa variabile è risultata logica-

<sup>b</sup> Stimare la quota di variabilità dovuta alle variabili indipendenti è alquanto complesso se si utilizza il tobit e la relativa discussione va al di là degli scopi del presente lavoro; si è pensato pertanto di utilizzare un semplice modello lineare, che è poco adatto ad analizzare il database per i motivi spiegati nel testo, ma che fornisce comunque una stima affidabile.

**Tabella II**  
**ASL 10, Veneto orientale.**  
**Stima del modello tobit della spesa farmaceutica giornaliera per assistito, 2004.**

FATTORE	COEFF.	ERRORE STANDARD	T	P >  t	IC 95%	
					Limite superiore	Limite inferiore
Costante	-0,24317	0,00554	-43,92	0,000	-0,25402	-0,23232
Sesso f	0,13780	0,00734	18,76	0,000	0,15219	0,12340
Età in anni	0,01831	0,00018	99,46	0,000	0,01795	0,01867
Es. asma (007)	1,50589	0,04432	33,98	0,000	1,41903	1,59276
Es. diabete (013)	1,23493	0,01881	65,66	0,000	1,19806	1,27179
Es. glaucoma (019)	0,77430	0,04302	18,00	0,000	0,68998	0,85861
Es. ipercolesterolemia (025)	0,93751	0,04101	22,86	0,000	0,85714	1,01788
Es. ipotiroidismo (027)	0,43111	0,04223	10,21	0,000	0,34834	0,51388
Es. ipertensione con danno organo (031)	1,31061	0,01441	90,96	0,000	1,28237	1,33885
Es. ipertensione senza danno organo (A31)	1,00898	0,02045	49,34	0,000	0,96889	1,04906
Es. tumore (048)	1,05653	0,01855	56,94	0,000	1,02017	1,09290
Es. tiroidine (056)	0,32972	0,06518	5,06	0,000	0,20197	0,45747
Es. malattie del cuore (A02)	1,07608	0,02036	52,84	0,000	1,03617	1,11600
Es. malattie cerebrovascolari (B02)	0,57557	0,05973	9,64	0,000	0,45849	0,69264
Es. malattie vascolari (C02)	0,78506	0,04462	17,60	0,000	0,69761	0,87250
Es. invalidità	0,91915	0,01814	50,66	0,000	0,88359	0,95470
Es. reddito	0,40155	0,01877	21,39	0,000	0,36475	0,43834
Deceduto nell'anno o nell'anno successivo	0,86293	0,02720	31,72	0,000	0,80961	0,91625
Partorito nell'anno o nei 9 mesi successivi	-0,01661	0,03125	-0,53	0,595	-0,07787	0,04464



**Figura 7**

ASSL 10, Veneto orientale. Spesa farmaceutica per 1000 assistiti per MMG, 2004. Rapporto fra valore osservato e valore teorico (calcolato applicando il modello della Tab. II. Distribuzione trimmata a 3).

mente poco rilevante nel consumo farmaceutico (le donne in gravidanza consumano pochi farmaci), ma è stata considerata in vista di possibili analisi concernenti il costo di prestazioni specialistiche e ospedaliere, dove invece, certamente, questa variabile avrà una notevole influenza.

Applicando il modello della Tabella II al nostro database, possono essere calcolati i *valori teorici* di spesa per ogni medico. In base al modello viene calcolata la spesa teorica per ciascun assistito (in altri termini si fa una previsione della variabile dipendente moltiplicando il coefficiente della Tabella II per 1, se l'assistito è esente per quella condizione, per 0 se non lo è, e facendo la somma cui va aggiunta la costante). Il valore teorico di spesa per ogni medico è dato dalla somma dei valori teorici dei suoi assistiti. Dividendo il *valore osservato* (la spesa reale) per il valore teorico si ottiene un parametro che indica lo scostamento di quel singolo medico (negativo o positivo) dal modello stimato. La distribuzione in questione è riportata in Figura 7<sup>c</sup>: la media è 1,467, la DS 0,314; min-max (a parte il *trimming*) 0,098 e 2,232.

Il medico che era il maggior "spenditore" in termini assoluti (Fig. 1), il secondo in spesa per assistito (Fig. 2), il dodicesimo in spesa aggiustata per età e sesso (Fig. 5), diventa il quarantaquattresimo se si considera il rapporto osservato/teorico.

Tre *outlier* sono stati rimossi dal grafico. Di questi, due presentano un valore abnormemente alto, il terzo un

valore > 3; tutti hanno pochi assistiti (< 70). I problemi legati ai bassi numeri, squisitamente statistici, non verranno qui ulteriormente approfonditi.

## COMMENTI

Scopo di questo studio è di valutare l'equità degli addebiti che vengono mossi a singoli o gruppi di medici cosiddetti *iperprescrittori*, nel corso di indagini di polizia o di inchieste amministrative. Dai dati risulta evidente che un approccio che non tenga conto della necessità di procedere all'analisi attraverso appropriate metodologie di *risk adjustment* fornisce risultati iniqui e fuorvianti. Non solo bisogna tener conto della complessità e della gravità della casistica trattata da ciascun medico, ma anche del fatto che pure il miglior

strumento di misura del *casemix* non riesce a spiegare più di una quota della variazione dovuta a condizioni inerenti al paziente.

Se si vuole valutare un parametro quale il costo dei trattamenti farmaceutici riferiti a un MMG, in assenza di un valore di riferimento conosciuto a priori, che si sappia essere quello *giusto*, si ricorre a distribuzioni di frequenza (ad es. quelle illustrate in alcune delle figure di questo lavoro). Il valore di riferimento è il valore medio della variabile, ed è la posizione relativa di ogni medico nella distribuzione (a destra, al centro, a sinistra) che lo qualifica come *iperprescrittore* o meno.

In un modello ideale, in cui fossimo capaci di misurare ogni fattore causale, la variabilità del consumo farmaceutico di ogni assistito dipenderebbe essenzialmente da due parametri: le condizioni sanitarie e sociali del paziente e le scelte clinico assistenziali del medico. In termini matematici potremmo descrivere il concetto come segue:

$$(1) \quad \epsilon = f(\pi) + \mu$$

dove  $\epsilon$  rappresenta il costo generato,  $f(\pi)$  è una funzione che descrive il costo dei bisogni clinici e assistenziali oggettivamente legati alle condizioni del paziente, e  $\mu$  rappresenta la quota di costo riconducibile esclusivamente al comportamento del medico. Per studiare il fattore che qui ci interessa, che è  $\mu$ , bisogna quindi correggere per  $f(\pi)$ .

Ovviamente, però, non tutti i medici devono gestire un insieme di pazienti (in genere definito *casemix*) con uguali bisogni assistenziali. I bisogni cambiano moltissimo in relazione alla condizione sanitaria e alla sua gravità.

Nelle distribuzioni sopra riportate esiste cioè una quota di variazione che non si riesce a spiegare con parametri misurabili.

<sup>c</sup> Il particolare tipo di modello stimato, per quanto informativo, presenta comunque una quota elevata di variabilità non spiegata e questo si riflette nel calcolo dei valori teorici. In particolare, questo modello tende a stimare una proporzione di spese nulle maggiore di quella osservata. Per questo motivo le spese teoriche sono mediamente inferiori a quelle osservate e il rapporto fra valore osservato e valore teorico è mediamente superiore all'unità. Dato che però questo errore è uguale per tutti i medici, esso non influenza la loro posizione relativa nella distribuzione.

L'equazione (1) andrebbe quindi riscritta nei termini dell'equazione (2):

$$(2) \quad \epsilon = f(\pi) + \varepsilon + \mu$$

Il fattore  $\varepsilon$  rappresenta la quota di variazione dovuta all'impossibilità di rappresentare adeguatamente tutte le condizioni cliniche della popolazione dei pazienti. In termini statistici,  $\varepsilon$  rappresenta l'errore detto, appunto, statistico, che è presente in ogni funzione che descrive un modello multivariato <sup>d</sup>.

Di conseguenza, come del resto riportato da un'ampia letteratura, non è corretto emettere giudizi categorici sugli esiti o sui parametri di risultato di trattamenti sanitari senza un opportuno *risk adjustment* <sup>2,3</sup>.

Non solo, il *risk adjustment* non riesce a spiegare completamente la variabilità dovuta alle condizioni del paziente e alla loro gravità <sup>4</sup>. Per esempio, un sistema di *risk adjustment* come i DRG (*Diagnosis-Related Group*), usato ormai da più di 20 anni negli USA, spiega non più del 40% della variabilità della durata di degenza <sup>5</sup>. Risultati analoghi si osservano in Italia, dove i DRG sono in uso da circa 11 anni <sup>6</sup>.

È quindi largamente accettato che le evidenze risultanti dall'analisi di database amministrativi (per esempio l'analisi dei dati delle prescrizioni dei MMG), anche appropriatamente standardizzati e aggiustati, non possono fornire risultati conclusivi in merito all'efficacia e al costo dei trattamenti sanitari <sup>7</sup>. I risultati di analisi di questo tipo di dati vanno dunque utilizzati con cautela, e vanno sempre approfonditi e valutati con strumenti e metodologie più sofisticate. Gli studi di valutazione della qualità professionale dovrebbero essere sempre estremamente specifici e richiedono sempre analisi molto sofisticate <sup>8</sup>.

Lo strumento più appropriato per rappresentare la complessità del *casemix* in Medicina Generale è probabilmente dato dal concetto di *episodio di cura* <sup>9-11</sup> (a volte banalizzato come *DRG del territorio*). Gli *episodi* sono sistemi di classificazione dei pazienti oppure della patologia e/o del bisogno assistenziale per i quali al paziente vengono erogate delle prestazioni o forniti dei beni in un determinato arco di tempo.

Per misurare questo tipo di *casemix* sono disponibili strumenti già largamente impiegati negli USA: *Episode Treatment Groups* (ETGs)<sup>®</sup> ([www.symmetry-health.com](http://www.symmetry-health.com)), *Clinical Risk Groups* (CRGs)<sup>®</sup> ([www.mmm.com](http://www.mmm.com)), *Physician Review System* (PRS)<sup>®</sup> ([www.MEDdecision.com](http://www.MEDdecision.com)),

*MEDSTAT Episodes Grouper*<sup>™</sup> (MEG)<sup>®</sup> ([www.medstat.com](http://www.medstat.com)), *Episodes Of Care* (EOC)<sup>®</sup> ([www.ingenix.com](http://www.ingenix.com)), *Clinical Episode Groups* (CEGs)<sup>®</sup> ([www.healthshare.com](http://www.healthshare.com)), per citarne alcuni.

Tuttavia, l'applicabilità di simili strumenti in Italia è scarsa per carenze del sistema informativo. Le carenze riguardano non tanto i dati di attività, dei quali esiste al contrario una ricchezza con pochi analoghi in Europa, ma le informazioni relative alle condizioni che vengono trattate. I sistemi di misurazione del *casemix* prima citati presuppongono la possibilità di agganciare le informazioni sulle prestazioni erogate a una o più diagnosi, appropriatamente codificate, che definiscano il problema per il quale detti trattamenti vengono erogati.

Gli unici a disporre di questa informazione sono proprio i MMG, ma costoro, finora, sono stati poco propensi a integrarsi nel sistema informativo delle Aziende Sanitarie e a fornire dati codificati secondo un'adeguata classificazione standard delle patologie.

I dati relativi alle esenzioni ticket sembrano essere un promettente surrogato, seppure solo per alcuni tipi di analisi necessariamente più generali. Tali dati sono forniti da una rilevazione routinaria, ormai largamente informatizzata. Sono in pratica l'unica rilevazione che fornisce dati sanitari di popolazione. È vero che la loro completezza è dubbia e variabile da azienda ad azienda, tuttavia il loro potenziale informativo in termini di valutazione sanitaria non è mai stato veramente esplorato. I risultati delle analisi riportate in questo studio ci sembra dimostrino al contrario una loro promettente potenzialità.

Ci sia consentito di auspicare, infine, che cambi l'atteggiamento dei MMG rispetto al cosiddetto debito informativo verso le Aziende Sanitarie. Il problema è all'ordine del giorno nel dibattito professionale, e cominciano ad apparire pubblicazioni che si propongono di ricercare soluzioni <sup>12</sup>. È importante che venga riconosciuto a tutti i livelli, professionali e sindacali, che è interesse primario dei medici stessi fornire adeguate informazioni per un'equa e appropriata valutazione, non solo economica, del loro operato. Tra l'altro, è noto che i MMG possiedono un potente strumento informatico <sup>13</sup> che, con gli opportuni studi e adeguamenti, fornirebbe certamente a costi accettabili il necessario substrato informativo.

In sintesi, gli addebiti mossi a medici cosiddetti *iper-prescrittori* sulla semplice base di una somma del costo delle prescrizioni dei loro assistiti è metodologicamente errata e dimostratamente iniqua. Sono sempre necessarie analisi più sofisticate, che comunque andrebbero valutate con cautela prima di trarre conclusioni definitive.

Il vasto settore di ricerca che si sta aprendo è strategico non solo per il Servizio Sanitario Nazionale, ma anche per i MMG. È infatti interesse primario di questi ultimi sviluppare metodologie di analisi adatte a valutare in modo appropriato le prestazioni della loro categoria, così centrale nel nostro sistema sanitario.

<sup>d</sup> A voler essere pignoli, nel caso specifico  $\varepsilon$  dovrebbe essere rappresentato come la somma di due fattori:  $\varepsilon_1$  indica la quota di varianza che non riusciamo a descrivere per i limiti insiti in qualsiasi sistema di *risk adjustment* (per esempio, per restare nel nostro caso, l'esenzione 048, tumori, include una molteplicità di situazioni cliniche con bisogni assistenziali molto diversi tra loro);  $\varepsilon_2$  rappresenta l'errore dovuto ad altri fattori non conosciuti, come per esempio la distanza dal centro di erogazione delle cure, la compliance dei pazienti, errori del database, o altro ancora che non è noto o che è impossibile misurare in termini matematici.

## RINGRAZIAMENTI

Si ringraziano la dott.ssa Elvira Ferrari (file ricette dei MMG) e il dott. Pierpaolo Pianozza (file dati esenzioni).

## Bibliografia

- <sup>1</sup> Tobin J. *Estimation of relationships for limited dependent variables*. Econometrica 1958;26:24-36.
- <sup>2</sup> Iezzoni LI. *Risk adjustment for measuring health care outcomes*. Chicago: Health Administration Press 2002.
- <sup>3</sup> Iezzoni LI. *Risk adjustment for medical effectiveness research: an overview of conceptual and methodological considerations*. J Investig Med 1995;43:136-50.
- <sup>4</sup> Iezzoni LI. *The risk of risk adjustment*. JAMA 1997;278:1600-7.
- <sup>5</sup> Shwartz M, Iezzoni LI, Moskowitz A, Sawitz E. *The importance of comorbidities in explaining differences in patient costs*. Med Care 1996;34:305-12.
- <sup>6</sup> Barbieri P. *La valutazione degli esiti*. Relazione al 10° Convegno Italiano sui Sistemi di Classificazione dei Pazienti, Acquaviva delle Fonti (Bari), 29 novembre - 1 dicembre 2006.
- <sup>7</sup> Office of Technology Assessment, US Congress. *Identifying health technologies that work: searching for evidence*. Washington DC: US Government Printing Office, OTA-H 608, 1994.
- <sup>8</sup> Piergentili P. *Metodologia per l'individuazione di indicatori di qualità in Medicina Generale. I farmaci antiacidi nell'ASSL 10 - Veneto orientale*. Ricerca e Pratica 2006;22:243-55.
- <sup>9</sup> Solon JA, Feeney JJ, Jones SH, Rigg RD, Sheps CG. *Delineating episodes of medical care*. Am J Public Health 1967;57:401-8.
- <sup>10</sup> Hornbrook MC, Hurtado AV, Johnson RE. *Health care episodes: definition, measurement and use*. Med Care Rev 1985;42:163-218.
- <sup>11</sup> Wingert TD, Kralewski JE, Lindquist TJ, Knutson DJ. *Constructing episodes of care from encounter and claims data: some methodological issues*. Inquiry 1995;632:430-43.
- <sup>12</sup> Battaglia A, Del Zotti F, Marinaro C, Giustizi SE. *Il Charlson Comorbidity Index in Medicina Generale. Una proposta operativa per definizione di appropriatezza prescrittiva*. SIMG 2006;5:15-8.
- <sup>13</sup> Samani F, Ventriglia G, Nardi R, Niccolai C. *Health Search. Dall'esperienza SIMG e dalla sinergia con Thales e Millennium la principale realtà di ricerca italiana in Medicina Generale*. SIMG 2006;5:19-23.

