

tendenze

nuove

4-5/2010
nuova serie

Materiali di lavoro su sanità e salute
della Fondazione Smith Kline

Editoriale. «Less is more»

Indirizzo politico e gestione delle Aziende
sanitarie

La Linea Guida sul Taglio Cesareo

Approccio linguistico al disagio psichico

e-Health e Fascicolo Sanitario Elettronico

Scrematura e mortalità da bronchite cronica
riacutizzata

I DRG in Italia



il Mulino

Carlo De Luca e Antonio Cannistrà

Scrematura di mercato e mortalità ospedaliera da bronchite cronica riacutizzata nella ASL Roma G

1 Introduzione

L'assistenza ospedaliera risente di diversi meccanismi distorsivi, alcuni dei quali intrinseci ai sistemi prospettici di pagamento. Un fenomeno a lungo studiato ma ancora operante, anche nella realtà italiana [1], è costituito dalla «scrematura di mercato» (*cream skimming*) che si identifica con la selezione dei pazienti operata dalle strutture di ricovero non sulla base di necessità assistenziali ma allo scopo di aumentare il profitto o migliorare la casistica [2].

La scrematura di mercato riconosce come elemento costitutivo l'asimmetria informativa che favorisce l'erogatore della prestazione a discapito della ASL acquirente [3].

Inoltre, in alcune realtà territoriali, essa è alimentata dallo squilibrio di risorse che privilegia alcune strutture e alcuni territori [4]. In particolare nella Regione Lazio, a tutt'oggi persiste una concentrazione di risorse nell'area metropolitana di Roma che penalizza fortemente i territori periferici. Infatti, ancora nell'anno 2008, l'offerta di posti letto (p.l.), una misura *proxy* ma affidabile del generale impegno di risorse [5], risultava caratterizzata da disequilibri di assoluta rilevanza (tab. 1) [6]. Dai territori maggiormente carenti scaturisce una mobilità passiva particolarmente esposta a meccanismi di selezione della casistica.

Infine, ad alimentare il fenomeno della scrematura di mercato può intervenire un terzo fattore definibile come asimmetria di finanziamento. Nel Lazio, come d'altronde nella generalità delle Regioni italiane, gli erogatori sono remunerati a prestazione, ad esclusione però degli Ospedali pubblici a gestione diretta, teoricamente pagati a quota capitaria [7-9] ma in realtà sostenuti

Carlo De Luca e Antonio Cannistrà, Unità Operativa Sistemi Informativi della ASL Roma G (Tivoli).

Tabella 1: Distribuzione dei posti letto per acuti nella Regione Lazio – Anno 2008¹

ASL	Territorio	Popolazione	N. p.l. (%o residenti)		Δ^2	
RMA – RME	Roma	2.782.391	14.128	(5,08%)	+	4.390
RMF	Civitavecchia	297.910	320	(1,07%)	-	723
RMG	Tivoli	460.638	723	(1,57%)	-	889
RMH	Albano	520.604	1.586	(3,05%)	-	236
VT	Viterbo	310.650	865	(2,78%)	-	222
RI	Rieti	156.796	488	(3,11%)	-	61
LT	Latina	537.213	1.731	(3,22%)	-	149
FR	Frosinone	494.815	1.333	(2,69%)	-	399
Totale	Lazio	5.561.017	21.174	(3,81%)	+	1.711

¹ Regione Lazio, Relazione sanitaria, Anno 2008 [6].

² Differenza di posti letto rispetto allo standard del 3,5%.

finanziariamente sulla base della spesa storica. Si viene così a determinare un mercato nel quale alcuni erogatori sono indifferenti mentre altri sono fortemente interessati alla remuneratività del ricovero.

Le asimmetrie di risorse e di finanziamento condizionano il «verso» della scrematura di mercato. Infatti, se essa arreca vantaggi ad alcuni erogatori, inevitabilmente ne penalizza altri, quelli costretti a farsi carico dei pazienti meno remunerativi e/o più onerosi sotto il profilo assistenziale. Più specificatamente, la selezione dei pazienti che può essere esercitata dagli erogatori privati ed aziendalizzati (remunerati a prestazione), perlopiù posti nell'area metropolitana di Roma (dotata di maggiori risorse) va a discapito degli ospedali a gestione diretta che costituiscono la tipologia di struttura ancora prevalente negli altri territori. Da questo punto di vista la ASL Roma G può essere considerata un caso paradigmatico. Infatti il suo bacino di utenza è servito da cinque Ospedali, tutti a gestione diretta, e risulta pertanto fortemente esposto alla selezione che può essere praticata da quelle strutture esterne che dispongono di risorse ben maggiori e sono remunerate a prestazione.

La scrematura di mercato è un rischio connesso ai sistemi prospettici di pagamento dell'assistenza sanitaria e, per questa ragione, è attentamente studiata, perlopiù attraverso lo strumento econometrico [1, 2, 10, 11]. Certamente la selezione dei pazienti influisce anche sulle misure di esito utilizzate nella valutazione della *performance* ospedaliera. In questo studio si utilizza la mortalità ospedaliera su una popolazione come mezzo di indagine per l'individuazione dei meccanismi di selezione della casistica basati sull'età dei pazienti e sulla severità di malattia.

La broncopatia cronica ostruttiva (BPCO) si presta bene ad indagare il fenomeno della scrematura di mercato perché la riacutizzazione clinica può non essere subitanea ma verificarsi in un arco di tempo di qualche giorno, durante il quale la struttura sanitaria che segue il paziente acquisisce informazioni sul suo stato di salute e può decidere se e quando procedere al ricovero. La malattia dunque è particolarmente adatta a valutare la reale operatività di quell'asimmetria informativa che costituisce la base necessaria della scrematura di mercato.

Nel presente studio si è proceduto a misurare la quota di mortalità per BPCO riacutizzata dipendente dalla scrematura di mercato che penalizza gli ospedali a gestione diretta di una ASL particolarmente esposta a fattori distorsivi dell'assistenza sanitaria.

2 Pazienti e Metodi

2.1 Definizione di BPCO

Sono stati utilizzati i dati estratti dal sistema informativo ospedaliero (SIO) della Regione Lazio relativi ai ricoveri acuti ordinari di residenti della ASL Roma G del periodo 2005-2009. In questo arco di tempo diagnosi ed interventi sono stati indicizzati con il manuale ICD-IX CM versione 1997 (per l'anno 2005), versione 2002 (per gli anni 2006-2008), versione 2007 (per l'anno 2009). I ricoveri risultano classificati con il DRG versione 10 (2005) e versione 19 (2006-2009).

Per la diagnosi di BPCO riacutizzata sono stati adottati i criteri di inclusione ed esclusione utilizzati nello studio P.Re.Val.E. [12]. I criteri di inclusione sono riportati nella tabella 2. Sono stati esclusi i pazienti di età inferiore a 35 anni o superiore a 100 anni, i DRG chirurgici diversi da 482 o 483 (Tracheostomia), le categorie diagnostiche maggiori 14 e 15 (parto, nascita, periodo perinatale), i pazienti politraumatizzati (DRG 484-487), i ricoveri con trasferimento ad altro istituto.

2.2 Individuazione dei fattori prognostici

Per l'individuazione dei fattori prognostici si è fatto ricorso ai criteri di diagnosi del P.Re.Val.E. [12], nella loro estensione massima (ovvero riferiti a tutti i ricoveri e non solo a quelli considerati indice), tenendo conto delle espansioni di codifica contenute nella versione 2007 dell'ICD-IX CM ma procedendo ad alcune modifiche.

Tabella 2: Selezione della casistica. Criteri di inclusione¹

	Diagnosi principale (codice ICDM-CM e Descrizione)	Diagnosi secondarie (codice ICDM-CM o Descrizione)
490	Bronchite non specificata se acuta o cronica	Tutte
491X	Bronchite cronica	Tutte
492X	Enfisema	Tutte
494X	Bronchiectasie	Tutte
496	Ostruzioni croniche delle vie respiratorie non classificate altrove	Tutte
51881	Insufficienza respiratoria	490, 491X, 492X, 494X, 496
51882	Altre insufficienze polmonari non classificate altrove	490, 491X, 492X, 494X, 496
51883	Insufficienza respiratoria cronica	490, 491X, 492X, 494X, 496
51884	Insufficienza respiratoria acuta e cronica	490, 491X, 492X, 494X, 496
7860X	Dispnee, tachipnee, iperventilazione, affanno	490, 491X, 492X, 494X, 496
7862	Tosse	490, 491X, 492X, 494X, 496
7864	Espettorazione abnorme	490, 491X, 492X, 494X, 496

¹ Criteri tratti dallo studio P.Re.Val.E. [12].

Innanzitutto si è ritenuto di dividere i fattori prognostici in patologia acuta e cronica nell'assunzione che diverso sia il loro peso sulla mortalità dei pazienti.

Nell'ambito della patologia acuta è stato inserito il fattore «insufficienza respiratoria» per identificare il quale non sono stati utilizzati i relativi codici ICD-IX CM (518.81, 518.83, 518.84). Infatti, questi codici sulla base di linee guida regionali [13] devono essere utilizzati per definire condizioni cliniche (ipossiemia e ipercapnia oppure ipossiemia non transitoria) che, senza un *cut-off* di gravità, possono essere considerate presenti nella generalità delle BPCO. È stato infatti documentato che i pazienti dimessi vivi dopo un ricovero per BPCO avevano al momento dell'ingresso in ospedale un valore medio(\pm ds) di PO₂ pari a 60,7 mmHg (\pm 17,2) [14]. Al momento della dimissione gli stessi pazienti avevano ancora una PO₂ media (\pm ds) pari a 69,4 mmHg (\pm 16,0). Questi valori emogasanalitici sono stati peraltro riscontrati in una popolazione di pazienti con BPCO che includeva anche le forme non riacutizzate. La presenza o meno di questi codici dunque attiene più alla problematica della buona codifica che non a quella della stadiazione clinica della malattia. Relativamente all'insufficienza respiratoria si è preferito, invece, identificare una condizione clinica di particolare gravità documentata dal transito nel corso del ricovero attraverso un reparto di rianimazione (specia-

lità=49) o dalla attribuzione dell'episodio di ricovero al DRG 475 (Diagnosi relative all'apparato respiratorio con respirazione assistita) o ai DRG 482 e 483 (Tracheostomie).

Nell'ambito della patologia acuta sono stati inclusi lo scompenso cardiaco e le «condizioni respiratorie acute» definite dal P.Re.Val.E. che, escludendo l'insufficienza respiratoria già definita in una categoria a parte, comprendono: dispnea e altre anomalie del respiro, pneumotorace, collasso polmonare, malattia cardiopolmonare acuta, bronchite acuta, polmonite, empiema, pleurite, ascesso, tubercolosi polmonare.

Infine, all'interno dei codici di diagnosi utilizzati dal P.Re.Val.E., si è proceduto ad individuare quelli che, con buona approssimazione, esprimono condizioni di acuzie diverse da quelle già definite in precedenza. Questi codici sono riportati nella tabella 3 e definiscono il fattore «Altra patologia acuta». Tra di essi è stata inclusa anche la fibrillazione atriale, la cui codifica ICD-IX CM (427.31) non consente la distinzione tra acuzie e cronicità e la cui prevalenza ed incidenza, non solo nella forma parossistica, cresce proporzionalmente al grado di insufficienza respiratoria [15] tanto da essere stata individuata come un predittore indipendente di mortalità a breve termine [16, 17].

Nella tabella 4 sono riportati i fattori prognostici complessivamente considerati con i relativi criteri di identificazione. La corretta attribuzione al gruppo dell'acuzie o a quello della cronicità è documentata dalla mortalità associata ai fattori prognostici e misurata in termini di *odds ratio* (OR) (dati non mostrati). Le patologie considerate acute, nel loro insieme e singolarmente, condizionano una maggiore mortalità nei pazienti ed i corrispondenti OR presentano valori medi e limiti inferiori dell'intervallo di confidenza al 95% (IC 95%) ben superiori ad 1. Al contrario le patologie croniche, considerate nel loro insieme, non determinano nella nostra casistica un incremento di mortalità.

2.3 Analisi Statistica

La mortalità osservata negli ospedali interni (collocati nel territorio della ASL Roma G) è stata confrontata con quella registrata nei Presidi esterni utilizzando l'OR come misura di associazione. La casistica è stata stratificata sulla base delle caratteristiche dei ricoveri per poi procedere al calcolo della media pesata degli OR strato-specifici con il relativo IC 95% attraverso il metodo di Mantel-Haenszel.

Età e sesso si sono rivelati rispettivamente un fattore confondente ed un modificatore d'effetto. Il fattore età è stato trasformato in variabile dicotomica rispetto alla mediana che è risultata essere pari a 75 anni nei maschi

Tabella 3: Definizione delle condizioni di «Altra patologia acuta»

Codice di diagnosi ICD-IX CM	Descrizione
0700, 0701, 0702, 07021, 07022, 0704, 07041, 07042, 07043, 07044, 07049, 0706, 07071	Epatiti virali con coma epatico
5734	Infarto epatico
2463	Emorragia e infarto della tiroide
25002, 25003, 25012, 25013, 2502, 25020, 25021, 25022, 25023, 25030, 25033, 25042, 25043, 25052, 25053, 25062, 25063, 25072, 25073, 25083, 25093	Diabete mellito scompensato o con coma o con iper-osmolarità
2865, 2866	Emorr. da anticoag. intrins. o defibrinazione
29503, 29504, 29513, 29514, 29523, 29533, 29534, 2954, 29540, 29541, 29542, 29543, 29544, 29553, 29554, 29563, 29564, 29573, 29574, 29583, 29584, 29593, 29594, 29603, 29604, 29613, 29614, 29623, 29624, 29633, 29634, 29643, 29644, 29653, 29654, 29663, 2966	Psicosi e schizofrenie acute o con esacerbazione acuta, mania grave, depressione maggiore grave, sindrome affettiva bipolare con comportamento psicotico
33181	Sindrome di Reye
34120, 34121	Mielite acuta
345X1	Epilessia non trattabile
35801	Miastenia grave acuta
391X	Cardite reumatiche acute
3918	Altre cardiopatie reumatiche acute
38891	Insufficienza reumatica del cuore (congestizia)
40201, 40211, 40291, 40401, 40403, 40411, 40413, 40491, 40493	Cardiopatia o cardionefrop. ipertensiva con insufficienza cardiaca
410X, 411, 4111, 41189, 413, 4130, 4131, 4139, 41412	Infarto acuto mioc., forme acute e subac. di cardiop. isch., angina, dissezione coron.
4209X, 421X, 422X	Pericardite o endocardite o miocardite acute
4260, 42612, 42613, 4270, 4273, 42721, 42732	Blocco AV II-III grado, tachic. paross. soprav. fibrillazione e flutter atriali
4295, 4296	Rottura di corda tendinea o muscolo papillare
42983	Sindrome di Takotsubo
430, 4300, 431, 4310, 432, 4320, 4321, 4329	Emorragia cerebrale

Tabella 3: (segue)

Codice di diagnosi ICD-IX CM	Descrizione
433X1, 434X1	Ictus cerebrale ischemico acuto
436, 4360	Vasculopatia cerebrale acuta mal definita
44100, 44101, 44102, 44103, 4411, 4413, 4415, 4416, 44321, 44322, 44323, 44324, 44329, 4472, 4475	Dissezione di arterie, rottura di aneurismi, rotture e necrosi di arterie
4560, 45620	Varici esofagee con sanguinamento
49301, 49311, 49321, 49391	Stato asmatico
4957, 5063, 5070, 5071, 5078, 5080	Polmoniti di varia natura
5173	Sindrome polmonare acuta
51911	Broncospasmo acuto
5192	Mediastinite
5570	Insufficienza vascolare acuta intestino
570, 5700	Necrosi epatica acuta e subacuta
5770	Pancreatite acuta
V5331, V5332, V5339	Collocaz. o sistem. di stimolatore card., defibrill. card., altro dispos. card.

I codici che identificano le condizioni di «Altra patologia acuta» sono stati individuati tra quelli utilizzati nello studio P.Re. Val.E. [12] per la definizione dei fattori prognostici.

Tabella 4: Fattori prognostici della BPCO riacutizzata

Fattore prognostico	Criterio di identificazione
Patologia acuta	
Insufficienza respiratoria grave	Transito in Rianimazione, DRG 475, 482, 483
Scompenso cardiaco	Protocollo P.Re.Val.E.
Condizioni respiratorie acute	Protocollo P.Re.Val.E.
Altra patologia acuta	Codici P.Re.Val.E. della tabella 2
Patologia cronica	
Cuore polmonare cronico	} Codici di diagnosi ICD-IX-CM del protocollo P.Re.Val.E. ad esclusione di quelli già utilizzati per l'identificazione delle patologie acute
Diabete mellito	
Ipertensione arteriosa	
Cardiopatía ischemica	
Altre patologie del cuore	
Aritmie	
Disturbi circolatori encef. o perif.	
Obesità o disturbi del metab. lipidico	
Malattie dell'apparato digerente	
Patologia cronica rene	
Malattie neurologiche e muscolari	
Anemie o Coagulopatie	
Malattie della tiroide	
Malattie infiammatorie sistemiche	
Malattie psichiatriche o demenze	
Malattie respiratorie croniche	
Tumori maligni	

e 77 anni nelle femmine. Ulteriori potenziali confondenti si sono dimostrate le singole patologie acute la cui mortalità non è risultata differente nei Presidi interni rispetto a quelli esterni (dati non mostrati).

La numerosità della casistica non consentiva un'analisi tanto articolata come quella condotta nello studio P.Re.Val.E. Così i fattori prognostici elencati nella tabella 4 sono stati riuniti nelle due categorie principali di «patologia acuta» e «patologia cronica».

Innanzitutto, sul totale dei ricoveri, e separatamente per ciascuno dei due sessi, si è proceduto al calcolo dell' OR_{MH} per classe di età (<75 anni e >74 anni per i maschi; <77 anni e >76 anni per le femmine). In un secondo momento è stato inclusa nella stratificazione il fattore «patologia

Tabella 5: Ricoveri per BPCO riacutizzata nei residenti della ASL RmG – Anni 2005-2009. Mobilità passiva

Tipologia di Presidio e Territorio di erogazione	Ricoveri	
	N.	%
Aziendalizzati e Privati	855	54,8
Roma	744	47,7
Albano Laziale	108	6,9
Viterbo	1	0,1
Latina	1	0,1
Frosinone	1	0,1
Presidi a gestione diretta	705	45,2
Albano Laziale	551	35,3
Roma	75	4,8
Rieti	43	2,8
Frosinone	15	1,0
Latina	9	0,6
Viterbo	6	0,4
Civitavecchia	6	0,4
Totale	1.560	100,0

acuta». Infine, per ciascun sesso e per ciascuna classe di età, si è introdotta la tripla stratificazione: patologia acuta Sì, patologia cronica Sì; patologia acuta Sì, patologia cronica No; patologia acuta No.

2.4 Risultati

La tabella 5 riporta la mobilità passiva dei residenti della ASL Roma G distribuita per tipologia di Presidio e territorio di erogazione. La maggior parte dei ricoveri esterni (il 54,8%) avviene in strutture remunerate a prestazione (aziendalizzate o private). La quota di mobilità passiva rivolta ai Presidi a gestione diretta è perlopiù indirizzata verso le strutture della ASL Roma H, uno dei territori periferici meno penalizzati in termini di dotazione di posti letto (tabella 1). Nel complesso dunque la Tabella 5 consente di individuare i percorsi principali di una mobilità passiva fortemente orientata verso le strutture remunerate a prestazione e verso i territori a maggiore concentrazione di risorse.

Tabella 6: Ricoveri per BPCO riacutizzata nei residenti della ASL RmG – Anni 2005-2009. Generalità della popolazione in studio

	Maschi	Femmine	Totale
N. Ricoveri	2.228	1.158	3.386
Mortalità	5,6%	6,5%	5,9%
Età (aa) (± ds)	74,3 (9,5)	75,3 (10,8)	74,7 (10,0)
Tariffa (€) (± ds)	3.470 (3.721)	3.557 (4.421)	3.500 (3.974)
Degenza (gg) (± ds)	10,0 (7,5)	10,5 (8,6)	10,2 (7,9)
Patologia acuta	31,1%	34,9%	32,4%
Patologia cronica	74,5%	76,7%	75,3%

Tabella 7: Ricoveri per BPCO riacutizzata nei residenti della ASL RmG – Anni 2005-2009. Valutazione dei meccanismi «opportunistici» di ricovero

Sesso	Presidio	N.	Ricoveri brevi (%) ¹	Ricoveri ripetuti (%) ²	Età (aa)		Tariffa (€)		Degenza (gg)	
					Media	(± d.s.)	Media	(± d.s.)	Media	(± d.s.)
Maschi	Interno	1.224	1,1	4,8	76,2	(8,9)	3.207	(2.745)	9,4	(7,3)
	Esterno	1.004	1,2	3,3	72,0	(9,7)	3.791	(4.622)	10,8	(7,6)
Femmine	Interno	602	0,6	1,5	78,1	(9,9)	3.184	(2.753)	9,8	(7,0)
	Esterno	556	0,4	2,0	72,3	(11,0)	3.961	(5.676)	11,3	(10,0)
Totale	Interno	1.826	0,9	3,7	76,8	(9,3)	3.200	(2.747)	9,5	(7,2)
	Esterno	1.560	0,9	2,8	72,1	(10,2)	3.852	(5.022)	11,0	(8,6)

¹ Ricoveri con dimissione a domicilio e degenza di 0-1 giorni. La percentuale è calcolata solo sui ricoveri con dimissioni a domicilio.

² Ricoveri di pazienti già dimessi dallo stesso Presidio meno di 31 giorni prima.

Le caratteristiche generali della popolazione in studio sono rappresentate nella tabella 6. Particolarmente rilevante sembra essere il dato sull'età avanzata dei pazienti ricoverati.

La tabella 7 riporta ulteriori caratteristiche dei ricoveri con particolare riguardo per quei meccanismi che sono stati descritti essere alla base di possibili comportamenti opportunistici. I ricoveri brevi e quelli ripetuti sono di entità pressoché trascurabile sia nei Presidi esterni che in quelli interni e non sembrano pertanto essere un meccanismo efficiente almeno nella popolazione studiata. Sono invece ben evidenti i segni indiretti di una selezione della casistica basata sull'età e la remuneratività dell'episodio di

ricovero. Infatti la tariffa media risulta più elevata nei ricoveri esterni con una differenza media di € 652 che nelle femmine sale a € 777. Al contrario l'età media è significativamente più elevata nei ricoveri interni ed in particolare tra le femmine nelle quali la differenza risulta di ben 5,8 anni. Ai fini della nostra analisi questo dato è particolarmente importante nell'assunzione che, a parità di patologia, la severità di malattia e l'onerosità dell'assistenza crescono con l'aumentare dell'età.

Diventa, quindi, fondamentale la valutazione della distribuzione dei fattori prognostici, la cui corretta individuazione però dipende in misura sensibile dalla qualità delle codifica. Preliminarmente dunque si è proceduto al conteggio delle diagnosi secondarie e degli interventi/procedure che costituiscono una misura approssimativa dell'accuratezza del processo che va dalla compilazione della scheda di dimissione ospedaliera (SDO) alla sua registrazione informatica. Sul totale della casistica le diagnosi secondarie sono risultate mediamente pari a 2,62 (d.s. $\pm 1,48$) nei Presidi interni e pari a 2,86 (d.s. $\pm 1,43$) in quelli esterni mentre gli interventi/procedure registrati sono risultati pari a 3,21 (d.s. $\pm 1,51$) nei Presidi interni e pari a 3,38 (d.s. $\pm 1,91$) in quelli esterni. La differenza di codifica, sempre più dettagliata nei Presidi esterni, è riscontrabile sia nei maschi che nelle femmine. Ne consegue che la casistica interna potrebbe risultare penalizzata sotto il profilo della puntuale identificazione dei fattori prognostici.

L'analisi dei fattori prognostici è stata condotta da un duplice punto di vista: la distribuzione delle diagnosi complicanti e quella dei pazienti complicati.

Analizzando la distribuzione delle diagnosi complicanti (tab. 8) si osserva che quelle che nel complesso definiscono la patologia cronica risultano ampiamente diffuse ma sono rappresentate in proporzioni maggiori nella casistica esterna, in particolare tra i maschi. Per quanto riguarda la patologia acuta invece la casistica esterna presenta una maggiore proporzione di insufficienza respiratoria grave e condizioni respiratorie acute ma percentuali più basse di scompenso cardiaco e, soprattutto, di altra patologia acuta, il cui dettaglio è riportato nella tabella 9.

Esaminando la distribuzione dei ricoveri complicati (tab. 10) si osservano innanzitutto proporzioni molto elevate di patologie acute o croniche che non risultano molto dissimili nella casistica interna e in quella esterna. La ripartizione in acuzie e cronicità è invece molto differente. Una patologia acuta è presente nel 36,5% dei ricoveri interni e nel 27,7% di quelli esterni mentre una patologia cronica caratterizza il 72,8% dei ricoveri interni a fronte del 78,1% degli esterni. Ambedue i tipi di patologia sono presenti nel 26,2% dei ricoveri interni e nel 21,5% di quelli esterni. In generale dunque la casistica interna risulta gravata da una maggiore acuzie ed una minore cronicità. Que-

Tabella 8: Ricoveri per BPCO riacutizzata nei residenti della ASL RmG – Anni 2005-2009. Analisi dei fattori prognostici. Distribuzione delle diagnosi complicanti

	Maschi		Femmine		Totale	
	Interni	Esterni	Interni	Esterni	Interni	Esterni
N. Ricoveri	1.224	1.004	602	556	1.826	1.560
Patologie acute						
Insuff. respiratoria grave (%)	2,9	5,5	4,0	4,7	3,3	5,2
Scompenso cardiaco (%)	8,7	6,2	10,1	6,5	9,3	6,3
Condizioni respirat. acute (%)	6,7	9,4	7,3	7,4	6,9	8,7
Altra patologia acuta (%)	22,8	14,4	30,6	15,8	25,4	14,9
Patologie croniche						
Ipertensione arteriosa (%)	35,0	43,5	41,2	40,3	37,0	42,4
Diabete mellito (%)	10,9	15,1	13,0	19,2	11,6	16,6
Cardiopatia ischemica (%)	12,3	17,8	9,5	11,2	11,3	15,4
Altra patologia cardiaca (%)	9,4	7,4	12,6	10,3	10,5	8,4
Disturbi circ.encef. o perif. (%)	9,2	9,5	5,8	6,3	8,1	8,3
M. psichiatr. o demenze (%)	4,9	2,6	10,6	4,1	6,8	3,1
Obesità o m. metab. lip. (%)	3,5	10,8	10,1	12,6	5,7	11,4
Patologia cronica del rene (%)	5,7	7,5	5,1	5,4	5,5	6,7
Cuore polmonare cronico (%)	5,7	3,8	3,5	4,7	5,0	4,1
Tumori maligni (%)	5,7	2,6	1,8	2,5	4,4	2,6
Altre (%)	14,9	17,8	21,4	22,7	17,0	19,6

Tabella 9: Ricoveri per BPCO riacutizzata nei residenti della ASL RmG – Anni 2005-2009. Analisi dei fattori prognostici. Distribuzione delle diagnosi complicante «Altra patologia acuta»

Tipo di acuzie	Interni	Esterni
Blocco AV di II-III grado, tachic. parossistica sopraventricolare, fibrillazione e flutter atriali	276	136
Diabete mellito scompensato o con coma o con iper-osmolarità	140	52
Cardiopatia ipertensiva o cardiopatia ipertensiva con insufficienza cardiaca	47	45
Infarto acuto del miocardio, forme acute e subacute di cardiop. isch., angina, dissezione dell'a. coronarica	29	6
Altre	22	14
Totale	514	253

Tabella 10: Ricoveri per BPCO riacutizzata nei residenti della ASL RmG – Anni 2005-2009. Analisi dei fattori prognostici. Distribuzione dei ricoveri complicati

Tipo di Patologia	Maschi		Femmine		Totale	
	Interni	Esterni	Interni	Esterni	Interni	Esterni
N. Ricoveri	1.224	1.004	602	556	1.826	1.560
Patologia acuta o cronica (%)	81,3	85,2	86,7	82,7	83,1	84,3
Patologia acuta (%)	33,8	27,9	41,9	27,3	36,5	27,7
Patologia acuta e cronica (%)	23,7	21,3	31,4	21,8	26,2	21,5
Patologia cronica	71,2	78,6	76,2	77,2	72,8	78,1

sto fenomeno è riscontrabile sia nei maschi che, con un'espressività ancora maggiore, nelle femmine.

La tabella 11 riporta i dati sulla mortalità grezza che, sul totale della casistica, risulta ben più elevata nei Presidi interni con un OR pari a 1,54 ed un intervallo di confidenza il cui limite inferiore si colloca ben al di sopra del livello di parità. Man mano che nell'analisi si procede alla stratificazione, l'OR si riduce progressivamente e l'intervallo di confidenza diminuisce di ampiezza con il limite inferiore che si avvicina sempre più al valore di 1. Dopo aggiustamento per sesso, classe di età e fattori prognostici la differenza di mortalità si annulla: l'OR_{MH} risulta pari a 1,17 ed il limite inferiore dell'IC 95% scende a 0,97.

Nei maschi l'OR grezzo si attesta ad un livello inferiore a quanto osservato sul totale della casistica ed il limite inferiore dell'intervallo di confidenza si colloca già al di sotto di 1. L'aggiustamento progressivo riduce l'OR_{MH} ad un valore sempre più vicino alla parità e porta il limite inferiore dell'intervallo di confidenza sino a 0,85.

Nelle femmine la mortalità grezza nei Presidi interni è oltre il doppio di quanto riscontrato in quelli esterni con un OR pari a 2,05 ed un intervallo di confidenza il cui limite inferiore si attesta ben al di sopra della parità. La grande ampiezza dell'intervallo di confidenza attorno all'OR grezzo denuncia comunque l'incertezza e quindi la scarsa affidabilità del dato. La progressiva introduzione nell'analisi dei fattori confondenti riduce consistentemente l'OR sino ad un valore che è pari a 1,42 con un intervallo di confidenza il cui limite inferiore scende sotto la parità.

La figura 1 rappresenta graficamente la variazione complessiva dell'OR sul totale della casistica ed evidenzia l'ampiezza massima della modificazione d'effetto (legata al sesso) e del confondimento (dovuto all'età e ai fattori prognostici). Tale ampiezza, che va dal limite superiore dell'inter-

Tabella 11: Ricoveri per BPCO riacutizzata nei residenti della ASL RmG – Anni 2005-2009. *Odds Ratio* di mortalità (Presidi interni vs Presidi esterni).

	Maschi		Femmine		Totale	
	Interni	Esterni	Interni	Esterni	Interni	Esterni
N. Ricoveri	1.224	1.004	602	556	1.826	1.560
Mortalità	6,21%	4,78%	8,47%	4,32%	6,96%	4,62%
OR	1,32		2,05		1,54	
IC 95%	0,91	– 1,91	1,24	– 3,37	1,15	– 2,08
OR_{MH}¹	1,16		1,75		1,35	
IC 95%	1,05	– 1,29	1,43	– 2,13	1,23	– 1,49
OR_{MH}²	1,08		1,45		1,21	
IC 95%	0,93	– 1,26	1,11	– 1,89	1,06	– 1,38
OR_{MH}³	1,04		1,42		1,17	
IC 95%	0,85	– 1,27	0,99	– 2,00	0,97	– 1,39

¹ Aggiustamento per sesso (sul totale) ed età.

² Aggiustamento per sesso (sul totale), età, patologia acuta.

³ Aggiustamento per sesso (sul totale), età, patologia acuta isolata e patologia acuta associata a patologia cronica.

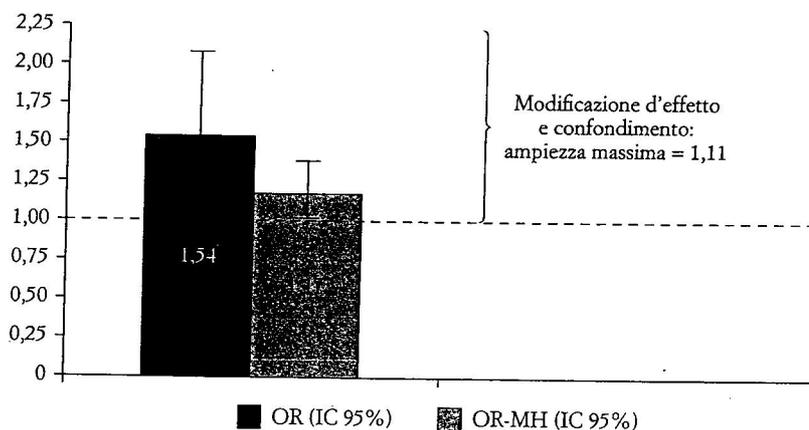


Figura 1: BPCO riacutizzata nei residenti della ASL Roma G. Anni 2005-2009. Mortalità ospedaliera. Presidi interni vs Presidi esterni.

vallo di confidenza dell'OR grezzo al limite inferiore dell'OR_{MH} aggiustato (per sesso, età e fattori prognostici), esprime il grado di incertezza che può inficiare un'analisi che non consideri adeguatamente la diversa composizione delle due casistiche.

2.5 Discussione

I risultati del presente studio costituiscono un contributo ulteriore all'identificazione dei meccanismi della scrematura di mercato e alla corretta valutazione della mortalità ospedaliera la cui misurazione, sebbene esposta a diversi e potenti fattori distorsivi, è comunque utilizzata come indicatore *proxy* della qualità delle cure prestate [18-20].

Anche nelle forme più evolute la valutazione della mortalità si presta ad essere equivocata come misura della *performance* ospedaliera. Lo studio P.Re.Val.E. [12] propone di misurare la mortalità a 30 giorni da un primo contatto con un ospedale allo scopo di esplorare l'intero processo assistenziale cui il paziente è sottoposto. Anche un indicatore così costruito rischia di essere interpretato come misura della qualità delle cure prestate tanto che gli stessi autori hanno ritenuto di precisare che «l'attribuzione dell'esito alla struttura di primo accesso ... non implica la valutazione della qualità dell'assistenza fornita da quella struttura ma dell'appropriatezza ed efficacia del processo assistenziale che inizia con l'arrivo del paziente a quella struttura». La metodologia utilizzata nello studio P.Re.Val.E, più correttamente, consente di misurare l'esito su una popolazione.

La mortalità ospedaliera è influenzata da diversi fattori e non solo, in tutta evidenza, dall'efficacia delle cure prestate. Altri elementi efficienti, dal potente effetto confondente, sono rappresentati dalla composizione della casistica (in termini di gravità clinica ed età dei pazienti), dalle caratteristiche demografiche delle popolazioni di riferimento, dal contesto (preferenze dei pazienti e strategie di dimissione adottate dalle strutture ospedaliere) nonché dalla qualità della codifica nella indicizzazione della SDO.

Quest'ultimo fattore, che si è rivelato molto importante negli studi di mortalità [18], è stato misurato nella nostra casistica a mezzo del conteggio delle diagnosi secondarie e degli interventi/procedure registrati, il cui numero è risultato mediamente inferiore nei ricoveri interni nell'ambito dei quali quindi la prevalenza dei fattori prognostici è da considerare sottostimata rispetto ai ricoveri esterni. Questo significa che il differenziale di patologia acuta che grava sulla casistica interna potrebbe in realtà essere ancora più elevato.

Inoltre, i risultati del presente studio, che confronta l'attività dei Presidi interni con quelli esterni sul medesimo bacino di utenza, sembrano esenti dal rischio di una variabilità legata a fattori demografici e socio-culturali, comprese le preferenze dei pazienti e delle famiglie.

Per quanto riguarda le strategie adottate dagli ospedali, è stato documentato che una ridotta mortalità ospedaliera può dipendere dalla dimissione precoce dei pazienti portatori di malattie terminali [21]. Le infor-

mazioni registrate nella SDO non consentono di indagare questo fenomeno di cui si può avere un'idea molto approssimativa valutando la degenza media dei pazienti con tumori maligni e dimessi a domicilio. Le differenze riscontrate (Presidi interni: 77 pazienti con degenza media di 8,67 giorni e d.s. di 6,33 giorni; Presidi esterni: 33 pazienti con degenza media di 9,42 giorni e d.s. di 5,86 giorni) risultano molto lontane dalla significatività statistica (t test per dati non appaiati pari a 0,58 e p uguale a 0,56). Inoltre, nel periodo 2006-2007, la mortalità riscontrata nella popolazione della ASL Roma G dopo un primo accesso in ospedale (7,59% nei maschi, 7,35% nelle femmine) [12] è sovrapponibile a quella che si può misurare nella nostra casistica utilizzando gli stessi criteri ma considerando solo i decessi avvenuti all'interno delle strutture di ricovero (7,71% nei maschi e al 7,63% nelle femmine). In altri termini la mortalità extra-ospedaliera può considerarsi trascurabile nei pazienti con BPCO riacutizzata. Questo porterebbe ad escludere politiche ospedaliere di dimissione anticipata dei pazienti in fase terminale almeno limitatamente alla patologia considerata.

Il vero potente fattore di confondimento che sembra, invece, operante nella popolazione esaminata è costituito dalla severità di malattia che è stato valutata tenendo conto delle comorbidità e dell'età. Quest'ultimo fattore risulta decisivo nell'assunzione, plausibile, che a parità di patologia la gravità clinica cresca con l'aumentare dell'età. Infatti, l'aggiustamento per classe di età determina di per sé una prima consistente diminuzione dell'OR di mortalità (tab. 11) che si riduce ancora con l'ulteriore aggiustamento per patologia acuta. L'introduzione nella stratificazione della patologia cronica condiziona infine l'annullamento delle differenze.

Si può concludere che, sulla popolazione delle ASL Roma G, gli erogatori esterni non utilizzano strumenti opportunistici del tipo ricovero breve o ripetuto, peraltro monitorati dall'Agenzia di Sanità Pubblica, ma si avvantaggiano della selezione di pazienti più giovani e meno gravi (in sostanza meno onerosi sotto il profilo assistenziale e quindi più remunerativi). La maggiore mortalità nei Presidi interni, che si corregge con l'aggiustamento stratificato per sesso, età e fattori prognostici, diventa così la misura dell'«intensità» della scrematura di mercato.

Il rischio di una selezione opportunistica dei ricoveri, implicito in tutti i sistemi prospettici di pagamento dell'assistenza sanitaria, aumenta nel contesto di una politica di contenimento dei costi che utilizzi lo strumento dei tetti di produzione. Infatti, l'applicazione di limiti all'attività degli erogatori, se da un lato riduce i loro margini di manovra, dall'altro rischia di alimentare la scrematura di mercato da parte di quelle strutture che, a fronte di rimborsi complessivi prestabiliti, possono scegliere di ridurre i costi selezionando i pazienti meno onerosi. Ne scaturisce la necessità, per le ASL acquirenti, di dotarsi di strumenti idonei per individuare e quantificare il fenomeno.

La letteratura offre diversi contributi teorici sulla problematica della scrematura di mercato [3, 22-25]. Più di recente ne sono stati studiati gli effetti sull'efficienza degli ospedali attraverso lo strumento econometrico [1, 2, 10, 11]. È stato comunque documentato che il fenomeno può incidere fortemente sulla degenza media dei reparti ospedalieri [26]. Nel presente studio si dimostra che la mortalità ospedaliera, quando valutata su una popolazione e se diversificata per tipologia di Presidio, può essere uno strumento utile per l'identificazione dei meccanismi di selezione della casistica di cui l'ampiezza del confondimento costituisce una misura quantitativa.

Bibliografia

- [1] Callea B.P., Martini G. e Vittadini G. (2009), *The effects of upcoding, cream skimming and readmissions on the Italian hospitals efficiency: a population-based investigation*, MPRA Paper No. 17671, posted 05 October 2009/17:38, in <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/17671/>.
- [2] Friesner D.L. e Rosenman R. (2009), *Do hospitals practice cream skimming?*, in «Health Serv. Manage. Res.», 2, pp. 39-49.
- [3] Levaggi R. e Montefiori M. (2004), *Concorrenza e scrematura nel mercato sanitaria*, in «Politiche Sanitarie», 5, pp. 122-135.
- [4] De Luca C. e Cannistrà A. (2007), *Asimmetria di sistema nell'assistenza ospedaliera: il caso della ASL di Tivoli*, in «Politiche Sanitarie», 8; 2, pp. 82-88.
- [5] Rebba V. e Rizzi D. (2000), *Analisi dell'efficienza relativa delle strutture di ricovero con il metodo DEA. Il caso degli ospedali del Veneto*, Working paper CRIEB No. 01/2000, in www.dse.unive.it/workpapers/0013.pdf.
- [6] Regione Lazio, *Relazione sanitaria, Anno 2008*, in http://www.regione.lazio.it/web2/contents/sanita/wordpress/dettaglio.php?id=relazione_sanitaria.
- [7] Canta C., Piacenza M. e Turati G. (2005), *Riforme del Servizio Sanitario Nazionale e dinamica dell'efficienza ospedaliera in Piemonte*, Working Paper CERIS-CNR 15, in <http://www-3.unipv.it/websiep/wp/447.pdf>.
- [8] Carbone C., Jommi C. e Salvatore D. (2004), *I sistemi regionali di finanziamento corrente delle aziende sanitarie: un'analisi di quattro casi*, in E. Annessi Pessina e E. Cantù (a cura di), *Rapporto OASI 2004. L'aziendalizzazione della Sanità in Italia*, Egea, Milano.
- [9] Mazzei L. (2005), *I sistemi tariffari per le prestazioni di assistenza ospedaliera. Un esame della normativa nazionale e regionale. Primo aggiornamento*, Centro studi di economia sanitaria Ernesto Veronesi, in www.assobiomedica.it/Upload/A/Analisi9.pdf.
- [10] Barros P.P. e Olivella P. (2000), *Waiting list and patient selection*,

Center for economic policy research, CEPR Discussion Papers No. 2519, in <http://www.cepr.org/pubs/newdps/dplist.asp?dpno=2519>.

[11] Levaggi R. e Montefiori M. (2005), *It takes three to tango: soft budget constraint and cream skimming in the hospital care market*, Università del Piemonte Orientale, Dipartimento Polis, Working paper No. 54, in <http://polis.unipmn.it/pubbl/RePEc/uca/ucapdv/montefiori54.pdf>.

[12] P.Re.Val.E (2010), *Programma Regionale di Valutazione degli Esiti degli interventi sanitari, 2006-2008*, in http://151.1.149.72/vislazio/vis_index.php.

[13] Agenzia di Sanità Pubblica della Regione Lazio (2006), *Linee guida per la compilazione e la codifica ICD-9-CM della scheda di dimissione ospedaliera, Revisione 2006*, in http://www.asplazio.it/asp_online/att_ospedaliera/val_esterna_new/lg_index.php?menu=s412.

[14] Almagro P., Calbo E., Ochoa de Echaguen A., Barreiro B., Quintana S., Heredia J.L. e Garau J. (2002), *Mortality after hospitalization for COPD*, in «Chest», 121, pp. 1441-1448.

[15] Buch P., Friburg J., Scharling H., Lange P. e Prescott E. (2003), *Reduced lung function and risk of atrial fibrillation in The Copenhagen City Heart Study*, in «Eur. Respir. J.», 21, pp. 1012-1016.

[16] Sin D.D., Anthonisen N.R., Soriano J.S. e Agusti A.G. (2006), *Mortality in COPD: role of comorbidities*, in «Eur Respir J», 28, pp. 1245-1257.

[17] Fuso L., Incalzi R.A., Pistelli R., Muzzolon R., Valente S., Paggiari G., Gliozzi F. e Ciappi G. (1995), *Predicting mortality of patients hospitalized for acutely exacerbated chronic obstructive pulmonary disease*, in «Am. J. Med.», 98, pp. 272-277.

[18] Ciccone G., Bertero D., Bruno A., Canavese C., Ciccarelli E., Ivaldi C., Pacitti A., Rosato R. e Arione R. (1999), *Qualità dei dati o qualità dell'assistenza? Confronto tra diversi metodi di standardizzazione per gravità clinica, basati sulla scheda di dimissione, nell'analisi della mortalità ospedaliera*, in «Epidemiologia & Prevenzione», 23, pp. 286-293.

[19] Green J. (1991), *Analysing Hospital Mortality. The consequences of differences in patient mix*, in «JAMA», 265, pp. 1849-1953.

[20] Rosenthal G.E. (1997), *Weak association between hospital mortality rates for individual diagnoses: implication for profiling hospital quality*, in «Am. J. Health Promot.», 87, pp. 429-433.

[21] Sager M.A., Easterling S.V., Kindig D.A. e Anderson O.W. (1989), *Changes in the location of death after passage of medicare's prospective payment system*, in «N. Engl. J. Med.», 320, pp. 433-439.

[22] Ellis R.P. e McGuire T.G. (1996), *Hospital response to prospective payment: moral hazard, selection and practice-style effects*, in «J. Health Econ.», 15, pp. 257-277.

[23] Ellis R.P. (1998), *Creaming, skimping and dumping: provider competition on the intensive and extensive margins*, in «J. Health Econ.», 17, pp. 537-555.

[24] Fabbri D. (1999), *Riforma sanitaria e produzione ospedaliera*, in «Almae Matris Studiorum Acta», al sito www.dse.unibo.it/wp/362.pdf.

[25] Barros P. (2003), *Cream-skimming, incentives for efficiency and payment system*, in «J. Health Econ.», 22, pp. 419-443.

[26] De Luca C. e Cannistrà A. (2008), *Scrematura di mercato ed efficienza nell'assistenza ospedaliera. Proposta di un modello di analisi*, in «Management ed Economia Sanitaria», 65, pp. 57-70.