

RIFORME DEL SSN E DINAMICA DELL'EFFICIENZA OSPEDALIERA IN PIEMONTE

CHIARA CANTA, MASSIMILIANO PIACENZA E GILBERTO TURATI

pubblicazione internet realizzata con contributo della



COMPAGNIA
di San Paolo

Riforme del SSN e dinamica dell'efficienza ospedaliera in Piemonte

Chiara Canta

*Consiglio Nazionale delle Ricerche
Istituto di Ricerca sull'Impresa e lo Sviluppo (Ceris-CNR)*

Massimiliano Piacenza

*Consiglio Nazionale delle Ricerche
Istituto di Ricerca sull'Impresa e lo Sviluppo (Ceris-CNR)*

Gilberto Turati

*Università di Torino
Dipartimento di Scienze Economiche e Finanziarie "G. Prato"*

Versione preliminare, Agosto 2005

Abstract

In this paper we estimate the cost efficiency of public hospitals in Piemonte over the period 2000-2004. During the Nineties, different reforms aiming at controlling health expenditure affected the Italian NHS, ranging from the introduction of a new reimbursement scheme to the implementation of fiscal federalism. We argue that all these different reforms rendered producers more prone to control costs, in order to be able to meet financial constraints. Our empirical findings support this hypothesis: estimated cost inefficiency scores obtained using a translog cost function show a decrease from 2000 to 2004, while the adoption of more effective technologies shifted upward the cost frontier. We also find significant economies of scale not exploited by producers.

Keywords: efficienza di costo, ospedali pubblici, riforme del SSN

JEL codes: I18, L32, D21

1. Introduzione

Nel corso dell'ultimo decennio, il Servizio Sanitario Nazionale (SSN) è stato interessato da profondi cambiamenti della cornice regolatoria riconducibili a due riforme strutturali, una avvenuta all'inizio e l'altra verso la fine degli anni Novanta. L'obiettivo di entrambi gli interventi - e la creazione stessa del SSN nel 1978 - è identificabile nel tentativo di risolvere i problemi di equilibrio finanziario degli schemi di assicurazione contro il rischio di malattia; problemi di equilibrio peraltro comuni a tutti i paesi industrializzati e non limitati solo all'Italia. Durante tutti gli anni Ottanta, infatti, il SSN ha sperimentato notevoli difficoltà dal punto di vista finanziario, con deficit che hanno raggiunto il 16,2% della spesa complessiva nel 1990 (cfr. p.e. Bordignon *et al.*, 2002). I nodi problematici che contribuivano a spiegare queste difficoltà - e che andavano affrontati - erano molteplici. Da un lato, ad esempio, il forte "sbilanciamento verticale" separava di fatto la responsabilità del finanziamento (nelle mani del governo centrale) dalla responsabilità della spesa (riferibile alle amministrazioni regionali), sulla base dell'idea che fissare il budget complessivo della sanità al di fuori del settore contribuisse al controllo della spesa stessa (in questo senso, France e Taroni, 2005); ciò conduceva invece inevitabilmente a vincoli di bilancio "soffici" (*soft budget constraint*) che contribuivano a gonfiare la spesa (Bordignon e Turati, 2003). Dall'altro lato, la struttura di *governance* delle Unità Sanitarie Locali (USL) e i compiti ad esse attribuiti (finanziatori e fornitori di servizi), unitamente ai sistemi in vigore per la remunerazione degli ospedali (pubblici e privati), rendevano i produttori scarsamente incentivati a mantenere sotto controllo il livello dei costi di produzione e a perseguire l'efficienza economica; fattore quest'ultimo che contribuiva a peggiorare ulteriormente la *performance* del SSN.

A partire dal 1992, la grave crisi economica che ha colpito il Paese - insieme al crollo del sistema di partiti politici al governo per tutto il Dopoguerra e alla necessità di raggiungere i parametri di finanza pubblica imposti dal Trattato di Maastricht - ha offerto la possibilità di implementare riforme dirette a correggere le inefficienze del SSN, agendo a livello sia macro che microeconomico. In relazione al primo aspetto, si è puntato alla riduzione dello "sbilanciamento verticale", prima con l'attribuzione dei Contributi per il SSN direttamente alle Regioni, poi attraverso la creazione di una imposta regionale, l'IRAP, entrambe misure rappresentative dei primi tentativi di introduzione di una qualche forma di "federalismo fiscale" in Italia che culmineranno nel D.Lgs. 56/2000; per quanto concerne le inefficienze microeconomiche, gli interventi normativi hanno condotto alla riduzione del numero delle USL e alla loro riorganizzazione in Aziende Sanitarie Locali (ASL) - vere e proprie "imprese" per la fornitura di servizi sanitari nell'ottica del legislatore - parallelamente all'introduzione di un sistema di remunerazione degli ospedali prospettico a tariffa per Raggruppamento Omogeneo di Diagnosi (ROD, versione italiana del sistema DRG).

Un aspetto saliente di questa evoluzione della cornice regolatoria è che, mentre il primo gruppo di provvedimenti (le riforme “macro”) ha interessato contemporaneamente tutte le Regioni allo stesso modo, il secondo gruppo (le riforme “micro”) ha portato a differenziazioni a livello regionale, tanto che la letteratura economica ha cominciato a parlare di differenti “modelli regionali di sanità” (cfr. p.e. Mapelli, 1999). Alla luce di tali considerazioni, è evidente che la singola Regione diventa l’ambito territoriale-amministrativo di riferimento, entro il quale interrogarsi sui possibili miglioramenti di efficienza scaturiti dalle riforme del SSN. Nel presente lavoro ci si concentra sulla realtà piemontese e ci si interroga sugli effetti che il mutamento del quadro regolatorio (sia a livello micro, sia a livello macro) ha avuto in un importante comparto del Servizio Sanitario Regionale (SSR), quello della produzione dei servizi ospedalieri, che assorbe circa la metà della spesa sanitaria regionale. L’ipotesi che si sottopone a test empirico è che il mutamento della cornice di regole entro la quale si trovano ad operare gli ospedali ha reso sempre più evidente la necessità del perseguimento dell’efficienza e della riduzione degli sprechi nell’utilizzo delle risorse. I risultati che abbiamo ottenuto, per quanto preliminari, mostrano in effetti un miglioramento dei livelli di efficienza di costo tra il 2000 e il 2004, calcolati stimando una frontiera di costo di *best practice* per le 22 ASL e le 7 Aziende Ospedaliere (AO) operanti in Piemonte.

Il lavoro è strutturato come segue. Nel paragrafo 2 si descrivono brevemente i provvedimenti normativi regionali che regolano il settore dei servizi ospedalieri in Piemonte. Nel paragrafo 3 si passa in rassegna la letteratura empirica sull’efficienza degli ospedali, concentrandosi in particolare sui contributi che hanno per oggetto il nostro paese. Il paragrafo 4 raccoglie la nostra verifica econometrica: si descrivono dapprima i dati utilizzati per poi prendere in esame le variabili e la specificazione del modello; si discutono infine i risultati. Il paragrafo 5 raccoglie alcune brevi considerazioni conclusive.

2. La regolamentazione dei servizi ospedalieri in Piemonte

In questo paragrafo si fornisce un quadro sintetico della regolamentazione del Servizio Sanitario Regionale (SSR) in Piemonte per quanto attiene all’attività ospedaliera. Da questo punto di vista, due sono gli aspetti rilevanti: da un lato viene analizzata la normativa che disciplina l’accesso al mercato delle cure sanitarie; dall’altro la remunerazione dei produttori, mediante la fissazione di tariffe e la stipula di accordi contrattuali. Entrambi i fattori contribuiscono infatti a influenzare il perseguimento dell’efficienza da parte dei produttori.

Per quanto riguarda l’accesso al mercato per la fornitura di servizi ospedalieri, la Regione Piemonte ha stabilito con la D.C.R. n. 616/2000 i requisiti minimi per l’*autorizzazione* all’esercizio dell’attività sanitaria, validi sia per le strutture pubbliche sia

per le strutture private; tali requisiti sono quelli fissati dal D.P.R. 14/01/97, in quanto compatibili con la precedente L.R. n. 5/87. I requisiti previsti per l'*accreditamento* delle case di cura private sono sostanzialmente gli stessi, anche se ad essi si aggiungono alcuni criteri di tipo organizzativo, strutturale e territoriale la cui rispondenza viene giudicata attraverso apposite "schede di valutazione". L'*accreditamento* è inizialmente provvisorio; la D.G.R. n. 31-8105/2002 ha definito i criteri per l'*accreditamento* in via definitiva: infatti, solo a partire dal 2003 sono state accreditate definitivamente alcune case di cura. L'ente cui è demandato il controllo dei requisiti è la ASL sul cui territorio si trova la casa di cura.

Per quanto riguarda invece la remunerazione dei produttori occorre distinguere tra presidi a gestione diretta, AO e produttori privati. Per i presidi a gestione diretta, dedicati all'assistenza primaria e alla prevenzione, la remunerazione avviene sulla base di una quota capitaria; per questa tipologia di produttori non è quindi cambiato sostanzialmente nulla rispetto alla situazione precedente alla riforma che ha introdotto il sistema di pagamento prospettico. Per le AO e i produttori privati, invece, le modalità di remunerazione si basano appunto su uno schema di pagamento prospettico a prestazione, da considerarsi comunque all'interno di specifici accordi contrattuali. Lo schema di pagamento prevede un sistema tariffario per punti DRG-ROD; il primo provvedimento regionale di riferimento è la D.G.R. n. 70-1459/95, che individua cinque tipologie di strutture (p.e. Leonardi, 2003): ospedale di base, con tariffario del 19% inferiore rispetto a quello indicato nel Decreto Ministeriale 14 dicembre 1994; AO e Istituti di Ricerca e Cura a Carattere Scientifico (IRCCS), con tariffario maggiore del 15% rispetto all'ospedale di base; ospedali senza personale sanitario o con personale sanitario di 12 ore, con tariffario inferiore del 10% rispetto a quello dell'ospedale di base; erogatori privati che soddisfano i requisiti previsti dalla L.R. n. 5/87, con tariffario inferiore del 18% rispetto all'ospedale senza personale sanitario (- 40% circa rispetto alla tariffa del Decreto Ministeriale); infine, erogatori privati "con deroga", con tariffario pari a - 2,5% rispetto agli ospedali privati che non rispondono ai criteri della L.R. n. 5/87. Le tariffe sono state aggiornate e integrate con successive D.G.R. (p.e. Gazzaniga et al., 2003). Accordi successivi fra Regione e associazioni di categoria (AIOP e ARIS) hanno rivalutato il livello tariffario per le case di cura provvisoriamente accreditate. La tariffa base per ricoveri ordinari nel 2003 era pari a 2.363 euro; alcuni incrementi tariffari sono previsti tuttavia per una pluralità di produttori quali: gli ospedali sede di reparti di emergenza, cui potrebbero rivolgersi pazienti affetti da patologie più gravi; gli ospedali monospécialistici, che dovrebbero trattare i casi più complessi all'interno di ciascun DRG; le strutture per la formazione di nuovi medici; gli IRCCS. Per quanto riguarda le case di cura private definitivamente accreditate, sono previste tre diverse fasce tariffarie in relazione al tipo di attività svolta dalle strutture.

E' bene sottolineare che, se da una parte è stato introdotto il meccanismo dei pagamenti prospettici, dall'altra permane nel SSR la pratica della fissazione *ex ante* di un budget per le attività di ricovero e per le prestazioni ambulatoriali a livello di singolo

presidio, che lascia di fatto immutato il precedente ruolo di programmatore svolto da ASL e Regione. Nel caso specifico delle case di cura private, la D.G.R. n. 35-29101/99 prevede la stipulazione di accordi contrattuali fra ASL e singole strutture; a partire dal 2002 il budget è imposto anche a livello regionale per tutta l'ospedalità privata, attraverso accordi contrattuali "collettivi" conclusi con le associazioni di categoria. Sono previsti anche abbattimenti tariffari nel caso in cui vengano superati i livelli di produzione concordati. In conclusione, il SSR del Piemonte appare ancora caratterizzato da un *forte ruolo della programmazione*, pur in presenza di un ricorso alle strutture private non marginale¹. La Regione svolge infatti una funzione determinante non solo per quanto riguarda la gestione dei finanziamenti alle ASL per quote capitarie, ma anche in relazione alla fissazione dei budget e alla programmazione della spesa sanitaria, stipulando anche per via diretta accordi contrattuali con le AO e con le strutture private; non mancano inoltre casi di "salvataggi" generosi di strutture ospedaliere in forte crisi finanziaria. La realtà ospedaliera piemontese rispecchia dunque appieno alcune contraddizioni presenti nel quadro normativo nazionale, che potrebbero agire in direzione contraria dal punto di vista degli incentivi all'efficienza, vanificando i potenziali effetti virtuosi indotti dalle diverse riforme che hanno interessato la sanità.

3. Una rassegna della letteratura empirica sull'efficienza nel settore ospedaliero

In Italia, già a partire dalla fine degli anni Settanta, si segnalano alcuni tentativi di indagare il grado di efficienza del SSN. Pionieristico è lo studio di Zamproga (1977), che tenta di applicare indicatori di tipo economico-aziendale a un caso ospedaliero, rilevando peraltro una forte carenza informativa, che ancora oggi costituisce un grave problema per i ricercatori. Negli anni più recenti, la ricerca si è basata sempre più su tecniche di *benchmarking* di tipo quantitativo, come la *Data Envelopment Analysis* (DEA) e le frontiere stocastiche. L'elevato interesse dimostrato dai ricercatori di economia sanitaria per i metodi di stima di *best practice frontiers* si spiega col fatto che le riforme introdotte in quegli anni si proponevano la riduzione degli sprechi e il miglioramento dell'efficienza; spesso tuttavia mancavano rilevazioni e indicatori adeguati, così che lo studio dell'evoluzione dell'efficienza (tecnica o di costo) sopperiva a questa mancanza. A livello teorico, l'introduzione di un sistema di remunerazione prospettico dovrebbe incentivare gli ospedali a ridurre i costi per adeguarli alle tariffe. Tuttavia la letteratura individua anche una serie di problemi legati a possibili strategie di selezione avversa e a comportamenti opportunistici messi in atto dagli ospedali, con gravi conseguenze sull'appropriatezza, sull'equità e sul progresso tecnologico (si veda ad esempio Levaggi, 2002). Inoltre gli ospedali sono unità produttive particolari, che

¹ Nel 2002 il rapporto tra strutture pubbliche e private è in linea con il dato a livello medio nazionale, esibendo un numero di posti-letto per ricoveri ordinari presso istituti privati accreditati pari a circa il 18% del totale.

producono un servizio sociale meritevole di tutela da parte dello Stato; di qui l'utilizzo sistematico dei ripiani dei deficit, che potrebbe vanificare gli incentivi virtuosi (per il problema del *soft budget constraint* si vedano Duggan, 2000, e, per il caso italiano, Bordignon e Turati, 2003).

Per quanto riguarda l'Italia, possiamo distinguere lavori che si sono concentrati su un campione di ospedali distribuiti sull'intero territorio nazionale, e contributi che invece hanno focalizzato la loro attenzione su un campione di produttori regionali. Tra i primi, Fabbri (2002), considerando un campione di 775 presidi italiani nell'anno 1999, evidenzia la presenza di economie di scala nel processo di produzione ospedaliero e una maggiore efficienza tecnica delle AO rispetto ai presidi gestiti dalle ASL. Anche Galizzi et al. (1999) valutano con la DEA l'efficienza tecnica e di scala degli ospedali italiani per gli anni 1982, 1988 e 1994, individuando una maggiore efficienza delle strutture private rispetto alle pubbliche e di quelle del Centro Nord rispetto a quelle del Sud (anche se i grandi ospedali pubblici del Nord sarebbero sovradimensionati). Cellini et al. (2000) applicano il metodo della DEA su un campione di 1789 ospedali italiani. Il grado di inefficienza medio stimato è molto alto e un numero irrisorio di ospedali si trova sulla frontiera. I maggiori margini di miglioramento riguardano i presidi delle ASL e gli ospedali con attività di insegnamento (contrariamente a quanto rilevato da Guccio e Pignataro, 2002). La maggior parte degli ospedali opera inoltre ad una scala inefficiente; le strutture private sembrano essere meglio dimensionate.

Per quanto riguarda i lavori che si concentrano invece su un campione regionale, Fabbri (2000), applicando la tecnica della DEA a dati relativi all'attività di 45 ospedali pubblici dell'Emilia Romagna nel periodo 1994-1997, rileva un miglioramento dell'efficienza tecnica nel periodo considerato, la presenza di economie di scala (la scala efficiente si ha in corrispondenza di 200 posti letto circa), e una maggiore efficienza tecnica delle AO rispetto ai presidi gestiti dalle ASL. Questi ultimi risultano però in genere meglio dimensionati rispetto alle prime, che sperimentano rendimenti decrescenti di scala. Lo studio di Giuffrida et al. (2000) usa dati relativi agli ospedali pubblici lombardi nel 1996. L'applicazione della DEA rivela che l'efficienza tecnica delle Aziende Ospedaliere è più elevata di quella dei presidi a gestione diretta, soprattutto quando il modello include la qualità dei ricoveri. La maggior parte dei presidi si trova inoltre ad essere sottodimensionata, mentre le Aziende Ospedaliere sembrerebbero avere un'efficienza di scala più elevata. Anche Barbetta e Turati (2001) usano dati relativi alle strutture ospedaliere della Lombardia per l'anno 1998. Gli autori rilevano una forte correlazione fra i risultati ottenuti con il metodo DEA con quelli ottenuti con la metodologia delle frontiere stocastiche quando le variabili di input e di output sono specificate nello stesso modo. Si evidenzia inoltre una relazione positiva fra il numero di posti letto e l'efficienza. Infine, questo studio non evidenzia legami significativi fra forma proprietaria e performance tecnica.

La ricerca sulla stima dell'efficienza in sanità con metodi quantitativi non è però nata in Italia. E' infatti a partire dagli anni Ottanta che si svilupparono i primi studi

relativi all'efficienza degli ospedali statunitensi; fra gli altri, Grosskopf e Valdmanis (1987), Valdmanis (1990), Ozcan e Luke (1993) che utilizzarono il metodo DEA, e Hofler e Folland (1991, 1995), Zuckerman et al. (1994) e Vitaliano e Toren (1994) che stimarono frontiere stocastiche di costo. Tuttavia, date le particolari caratteristiche del mercato USA delle prestazioni sanitarie², l'interesse di questa letteratura è volto principalmente a verificare in quale misura la forma proprietaria e le dimensioni di un ospedale influenzino la sua efficienza tecnica o allocativa (si veda anche Burgess e Wilson, 1996); solo marginalmente viene preso in conto il modello di pagamento come variabile esplicativa dell'inefficienza (Ozcan e Luke, 1993, usano come variabile la percentuale di prestazioni pagate in seno al programma Medicare). In Europa, invece, l'interesse principale della letteratura (sviluppatasi a partire dagli anni Novanta) è valutare come gli incentivi introdotti delle recenti riforme abbiano influenzato o influenzino la performance delle strutture sanitarie a livello regionale o nazionale. Fra gli studi più incentrati su questo tipo di indagine, si possono ricordare quello di Dismuke e Sena (1998) relativo al caso portoghese, quello di Gerdtham et al. (1999) relativo al caso svedese, quello di Linna (1998) relativo al caso finlandese. Tutti usano dati panel per testare la variazione di inefficienza fra i periodi pre e post introduzione del sistema di pagamento a DRG e di quasi-mercati per i servizi ospedalieri; l'evidenza empirica mostra che la riforma avrebbe avuto un impatto positivo sull'efficienza tecnica ospedaliera. Anche in Italia non mancano i tentativi in tal senso: Fabbri (2000) rileva nel periodo 1994-1997 un miglioramento dell'efficienza tecnica degli ospedali italiani, attribuibile, almeno in parte, agli effetti della riforma. In contrasto con questo risultato, Barbetta e al. (2004), utilizzando metodi parametrici e non parametrici, ottengono invece stime dell'efficienza tecnica degli ospedali italiani che si riducono nel periodo 1995-2000; gli autori propongono di attribuire questa anomalia alla politica di contenimento dei tassi di ospedalizzazione, che si manifesterebbe in un minor output per i modelli stimati. Gli stessi autori rilevano tuttavia una convergenza nel periodo degli scores di ospedali pubblici e privati (a risultati analoghi pervengono anche Galizzi et al., 1999), il che indicherebbe un effetto positivo della maggiore concorrenza introdotta nel mercato dal nuovo sistema di pagamento.

4. Analisi dell'efficienza ospedaliera in Piemonte

4.1. Struttura del campione e costruzione della base dati

I dati utilizzati nell'analisi econometrica sono stati forniti dalla Regione Piemonte e fanno parte dei Flussi Ministeriali, un insieme di informazioni che ogni Regione è

² Presenza massiccia di ospedali privati, for-profit e non-for-profit, differenza fra ospedali pubblici federali e statali, pagamento prospettico da parte dello Stato solo per le categorie più indigenti, facenti parte del programma Medicare.

tenuta trasmettere annualmente al Ministero della Salute. Essi riguardano l'attività produttiva e la struttura di costo delle 22 ASL e delle 7 AO attive sul territorio piemontese nel periodo 2000-2004; coprono quindi tutto il comparto *pubblico* di fornitura dei servizi ospedalieri per un arco temporale successivo al recepimento della disciplina prevista dalle diverse riforme che hanno interessato il SSN. L'obiettivo della ricerca è studiare l'evoluzione dell'inefficienza complessiva di costo (tecnica e allocativa) durante il periodo osservato, attraverso la stima di una frontiera di costo stocastica (FCS). E' bene premettere che, pur non essendo disponibili dati relativi agli anni antecedenti all'avvio della riforma (che avrebbero permesso di costruire un utile campione di confronto), il riscontro di un'eventuale riduzione dei livelli di inefficienza nel tempo, a qualche anno di distanza dall'introduzione del nuovo assetto normativo, potrebbe essere tuttavia ricondotta al sistema di incentivi implementato fra il 1992 e il 1995 e alla terza riforma del 1999, tanto più se si considera che, per diventare pienamente operative, le riforme hanno bisogno di tempo. In altre parole, la cosiddetta "aziendalizzazione" degli ospedali, l'introduzione del sistema di pagamento a DRG, ma anche il federalismo fiscale, potrebbero aver reso sempre più evidente ai produttori di servizi ospedalieri la necessità di eliminare gli sprechi nella gestione delle risorse destinate alla sanità.

Le informazioni relative ai posti-letto e al numero di prestazioni erogate (giornate di degenza, numero di ricoveri, DRG prodotti) sono state rese disponibili per ogni singolo presidio. Tuttavia, non è stato possibile ottenere una tale disaggregazione per quanto concerne i dati di conto economico e quelli riguardanti il personale, per i quali le informazioni raccolte sono a livello di ASL e di AO. Questo potrebbe rappresentare un limite dell'analisi, poiché, se è vero che l'attività principale delle AO è la produzione di servizi ospedalieri, le ASL svolgono invece una molteplicità di ruoli in campo sanitario, dalla gestione di presidi fino alla profilassi animale; nel secondo caso, imputare tutti i costi all'attività dei presidi non sarebbe corretto e si richiede pertanto cautela nella scelta dei costi da considerare ai fini dello studio dell'efficienza ospedaliera. Per quanto concerne i conti economici, i dati relativi al 2004 si riferiscono a previsioni effettuate a preventivo; si deve inoltre segnalare una lacuna che riguarda i dati sul personale, non disponibili per gli anni 2003 e 2004. Alla luce di tali carenze informative, si è proceduto alla costruzione di un database che riunisce i dati tecnici e di costo relativi alle 22 ASL e alle 7 AO, riorganizzandoli in modo coerente con l'analisi econometrica che ci si proponeva di condurre.

Il numero totale di posti-letto, sia ordinari che in day-hospital, imputati a ciascuna ASL (AO) è stato ottenuto aggregando i valori di pertinenza di ciascun presidio gestito direttamente dalla ASL (AO) medesima. Un procedimento analogo è stato adottato per

l'aggregazione dei dati relativi al numero di prestazioni ospedaliere. I presidi gestiti dalle strutture in esame sono in generale gli stessi sull'intero periodo.³

Le voci di conto economico sono state riorganizzate in modo da pervenire a una misura del costo operativo la cui struttura sia omogenea per ASL e AO. A tal fine, sono stati innanzitutto sottratti i valori di costo legati alla gestione finanziaria, straordinaria e atipica e agli accantonamenti ed è stata poi calcolata l'incidenza media delle singole voci sul totale residuo, considerando distintamente ASL e AO. Come si desume dalla tabella 1, le strutture di costo di ASL e AO risultano molto diverse fra loro: se oltre il 50% dei costi operativi totali delle AO è imputabile al personale, in particolare a quello sanitario, per le ASL questa voce rappresenta solo il 35% circa nei primi tre anni e il 25% negli ultimi due. Per contro, gran parte dei costi delle ASL sono riconducibili a servizi specialistici, riabilitativi, ospedalieri, integrativi non direttamente gestiti: nel 2003-2004 l'incidenza di tale voce supera addirittura il 60%, a causa di una variazione nelle regole contabili; dal 2003, infatti, i costi (e i ricavi) per prestazioni fornite da (ad) altre ASL della regione sono riportati in bilancio, mentre in precedenza ne erano esclusi. Per le AO, invece, i servizi esternalizzati rappresentano meno del 10% dei costi. Le spese per l'acquisto di farmaci costituiscono il 3% circa dei costi delle ASL, mentre per le AO la quota relativa a questa voce passa dal 6,5% nel 2000 all'8,3% nel 2004. Anche il peso dei servizi operativi appaltati (mensa, lavanderia, pulizia, ecc) è molto diverso a seconda della struttura analizzata: se per le ASL esso si riduce nel tempo, rimanendo comunque nell'ordine del 2%, le AO evidenziano invece una crescita di tale voce durante il periodo considerato, passando dal 4,2% al 5,2%. Infine, ammortamenti e spese amministrative hanno un'incidenza più marcata nel caso delle AO, per le quali rappresentano rispettivamente il 3% e il 2% circa dei costi operativi totali, mentre nel caso delle ASL essi incidono solo per la metà, con quote intorno all'1,5% e all'1%⁴.

L'evidenza emersa dalla tabella 1 suggerisce chiaramente che i due tipi strutture non svolgono attività identiche: le AO sembrano rivolte prevalentemente alla produzione diretta di prestazioni ospedaliere, mentre le ASL tendono ad esternalizzare una parte consistente dei loro servizi.⁵ La loro attività tipica, inoltre, non è esclusivamente di tipo ospedaliero; bisogna infatti considerare che, oltre a presidi e ambulatori, le ASL gestiscono un'ampia gamma di servizi, che includono l'assistenza domiciliare, i servizi di cura veterinaria e la profilassi a livello distrettuale. Volendo identificare una struttura di costo operativo quanto più possibile omogenea tra le due

³ Bisogna tuttavia segnalare alcune eccezioni: l'ospedale S. Giovanni antica sede fino al 2002 è gestito dall'ASL 1, mentre dal 2002 entra a far parte dalla AO 1; l'ospedale evangelico valdese dal 2004 entra a far parte della ASL 1 (fino ad allora era un ospedale classificato); l'ospedale Luigi Einaudi (ASL 4) è presente solo nei dati relativi al 2000; nel 2004 entrano sotto la gestione della ASL 6 i presidi di Lanzo e Venaria, in precedenza ospedali dell'ordine Mauriziano; l'ospedale S.S. Trinità (ASL 11) è presente solo fino al 2001.

⁴ Da notare, per entrambi i tipi di strutture, la riduzione consistente fra il 2000 e il 2001 della quota relativa alle spese amministrative, che scende dal 2,3% all'1% per le ASL e dal 3,4% al 2,1% per le AO.

⁵ Tale evidenza non sorprende se si tiene conto del fatto che queste ultime svolgono il ruolo di finanziatori dei servizi sanitari agli assistiti,

categorie, si è proceduto considerando solo le voci che si suppongono più direttamente imputabili alla produzione di beni simili, nello specifico i servizi ospedalieri. Ne è risultata un'aggregazione finale in cui il costo operativo (*CO*, variabile dipendente del modello FCS) è misurato come somma di voci relative a input per i quali, con i dati tecnici a disposizione, è possibile definire un prezzo medio di acquisto: lavoro, farmaci, capitale (posti-letto). A questa aggregazione, più ristretta rispetto a quella della tabella 1, corrisponde in media il 35% dei costi operativi totali per le ASL e il 65% per le AO; per quanto riguarda invece l'incidenza di ciascun fattore produttivo, i due tipi di struttura presentano ora valori molto simili: rispetto al valore di *CO* le spese per personale rappresentano circa l'87%, i costi dei farmaci il 9%, e gli ammortamenti il 4%. *CO* ha un valore medio sull'intero campione intorno agli 89 milioni di euro e un tasso di crescita annuo di circa il 4%.

Tabella 1. Incidenza dei diversi fattori produttivi sui costi operativi totali per ASL e AO piemontesi (2000-2004)

	ASL				
	2000	2001	2002	2003	2004
Lavoro	36,0%	34,5%	33,3%	25,1%	25,1%
<i>Lavoro sanitario/totale costi operativi</i>	28,0%	26,7%	25,8%	19,5%	19,3%
Materiali e servizi	59,5%	62,2%	63,3%	72,1%	72,2%
<i>Materiali</i>	9,0%	8,6%	10,7%	7,2%	7,2%
Farmaci	2,7%	2,8%	3,1%	2,9%	3,1%
<i>Servizi operativi appaltati</i>	2,1%	2,2%	2,1%	1,7%	1,7%
<i>Costi per prestazioni esterne</i>	46,6%	49,1%	48,4%	61,5%	61,7%
Costi per assistenza specialistica	1,4%	1,9%	2,3%	5,0%	5,6%
Costi per assistenza specialistica da privati	1,0%	1,9%	2,3%	1,9%	1,8%
Spese amministrative	2,3%	1,0%	1,1%	0,9%	1,0%
Ammortamenti	1,4%	1,5%	1,6%	1,2%	1,1%
Altri costi	0,7%	0,7%	0,7%	0,6%	0,6%
TOTALE	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	AO				
	2000	2001	2002	2003	2004
Lavoro	59,4%	56,7%	56,4%	52,9%	53,1%
<i>Lavoro sanitario/totale costi operativi</i>	45,4%	43,2%	43,4%	41,0%	41,2%
Materiali e servizi	33,0%	36,1%	36,3%	40,1%	39,8%
<i>Materiali</i>	19,3%	20,1%	20,6%	21,1%	23,1%
Farmaci	6,5%	6,5%	6,9%	7,3%	8,3%
<i>Servizi operativi appaltati</i>	4,2%	5,2%	5,3%	5,0%	5,2%
<i>Costi per prestazioni esterne</i>	6,5%	7,1%	6,6%	9,9%	7,3%
Costi per assistenza specialistica	0,4%	0,3%	0,3%	0,5%	0,0%
Costi per assistenza specialistica da privati	0,4%	0,3%	0,3%	0,5%	0,0%
Spese amministrative	3,4%	2,1%	2,1%	2,2%	2,2%
Ammortamenti	2,8%	3,2%	3,4%	3,2%	3,1%
Altri costi	1,4%	1,8%	1,9%	1,6%	1,8%
TOTALE	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

4.2. Variabili del modello

Utilizzando la base dati descritta sopra sono state costruite le variabili esplicative da inserire nel modello FCS: output, prezzi degli input e fattori di controllo ambientale e temporale. La stima è stata condotta su un *panel* che include 29 unità produttive su un periodo di 5 anni, per un totale di 145 osservazioni. Per rappresentare il volume di produzione è stato scelto come output il numero totale di punti DRG (ordinari e in day-hospital). Questo dato permette di tenere conto, almeno in parte, del diverso mix produttivo delle strutture considerate; tuttavia, non fornisce informazioni sulla complessità dei casi trattati all'interno di ciascun gruppo diagnostico e sulla qualità dei servizi offerti. In sede di commento dei risultati, si dovrà quindi tenere conto del fatto che l'omissione di tali informazioni può portare a qualche distorsione nella stima delle proprietà tecnologiche e dei livelli di efficienza. Per quanto riguarda l'input lavoro si è operata la distinzione tra personale con ruolo sanitario (medici e infermieri) e personale con ruolo diverso da quello sanitario (tecnico e amministrativo)⁶. Per i primi tre anni, il prezzo medio del lavoro per le due categorie (P_{LS} e P_{LNS}) è stato ottenuto dividendo la voce di costo per il numero effettivo di dipendenti. Per il 2003 e il 2004 è stata invece utilizzata una stima corrispondente al valore medio calcolato sui tre anni precedenti, per ogni unità produttiva e per ciascuna tipologia. Come *proxy* per il prezzo dei farmaci (P_F) è stato utilizzato il rapporto fra il costo corrispondente e il numero totale di ricoveri. Infine, come suggerito da gran parte della letteratura empirica sull'attività ospedaliera, il prezzo medio del fattore capitale (P_K) è stato ottenuto dividendo il valore degli ammortamenti per il numero complessivo di posti-letto. Nel modello FCS sono stati inoltre inseriti due fattori di controllo: una variabile *dummy* ($DURB$), con valore pari 1 se l'unità produttiva si trova nella città di Torino e 0 altrimenti; un trend temporale ($TREND$). Il coefficiente della *dummy* di contesto ambientale (λ_{URB}) ha la funzione di catturare l'eventuale impatto sui costi di una maggiore concentrazione della popolazione assistita, mentre il parametro associato alla variabile di trend (λ_T) dovrebbe riflettere l'effetto del progresso tecnico e può essere interpretato come il tasso di crescita/riduzione dei costi causato da un cambiamento Hicks-neutrale nella tecnologia adottata. Conducendo la stima su dati di tipo *panel*, è ragionevole infatti ipotizzare che la frontiera di costo minimo si sposti nel tempo a seguito di mutamenti sopravvenuti nella tecnica produttiva disponibile. Merita sottolineare che l'inclusione della variabile di trend nel modello rende possibile distinguere le variazioni di costo legate alla dinamica dell'efficienza (scostamenti dei costi osservati rispetto alla frontiera di *best practice*) da quelle imputabili al progresso tecnico (*shift* della frontiera di *best practice*).

Nella tabella 2 sono riportate le statistiche descrittive relative alle variabili utilizzate nel modello FCS e alle quote di costo dei quattro fattori produttivi considerati.

⁶ Poiché per alcune strutture in alcuni anni non sono registrati impiegati del ruolo professionale (avvocati, commercialisti, geometri, ecc.) e tenendo conto che in media essi ammontano a tre unità, è sembrato opportuno escludere questa categoria di addetti e il relativo costo dall'analisi.

Si nota, in particolare, un'elevata variabilità nel livello del costo operativo e nei dati tecnici di produzione⁷, che può essere giustificata in parte dal fatto che il campione di strutture ospedaliere analizzato risulta assai eterogeneo dal punto di vista dimensionale⁸, in parte dalle differenze sopra evidenziate tra ASL e AO.⁹

Tabella 2. Statistiche descrittive delle variabili utilizzate nel modello FCS

	Media	Dev. St.	Minimo	Mediana	Massimo
Costo Operativo (10³ €)					
Lavoro + Farmaci + Capitale	89.173	43.244	29.262	86.585	309.694
Dati tecnici di produzione					
Punti DRG totali (ordinari + day-hospital)	24.628	17.144	655	21.758	100.905
Ricoveri totali (ordinari + day-hospital)	22.072	13.237	639	19.728	68.715
Posti-letto totali (ordinari + day-hospital)	521	294	62	485	1.848
Prezzi dei fattori					
Prezzo lavoro sanitario (€/addetto)	46.285	2.112	41.841	46.380	55.572
Prezzo lavoro non sanitario (€/addetto)	25.630	1.135	22.053	25.654	28.867
Prezzo farmaci (€/ricovero)	483	553	99	354	4.369
Prezzo capitale (€/posto-letto)	8.051	3.715	3.016	7.170	22.859
Quote di costo dei fattori					
Lavoro sanitario	0,67	0,04	0,58	0,67	0,75
Lavoro non sanitario	0,20	0,03	0,14	0,20	0,30
Farmaci	0,09	0,03	0,03	0,09	0,20
Capitale	0,04	0,01	0,02	0,04	0,09
Localizzazione delle strutture					
Aerea urbana di Torino (%)	0,24	-	-	-	-

⁷ L'indice di variabilità (rapporto tra deviazione standard e media) per CO è pari a 0,48, mentre per il numero di DRG, di ricoveri e di posti-letto arriva a superare la soglia del 50% (0,70, 0,60 e 0,56 rispettivamente).

⁸ Le unità produttive classificate come piccole sono 11 (DRG < 20.000, valore medio 13.028), quelle medie 13 (20.000 ≤ DRG < 30.000, valore medio 23.410) e quelle grandi 5 (DRG ≥ 30.000, valore medio 51.483).

⁹ A questo riguardo, merita anche sottolineare che i presidi delle ASL trattano in generale una casistica diversa da quella di competenza dalle Aziende Ospedaliere; queste ultime sono definite dalla legge (Decreto Legislativo 502/1992) come "ospedali di rilievo nazionale e di alta specializzazione", per differenziarle dai semplici presidi delle ASL destinati tipicamente all'assistenza di base. Dal punto di vista dei dati tecnici, tale distinzione si riflette in una capacità produttiva potenziale molto inferiore per le ASL rispetto alle AO (nel campione considerato la quantità media di posti-letto gestita è inferiore di circa il 50%); analogamente, le prestazioni erogate risultano notevolmente più elevate per le AO (i DRG ordinari presentano valori medi pressoché doppi, mentre per i DRG in day-hospital la differenza è ancora più marcata e pari a quasi tre volte il quantitativo prodotto dalle ASL).

4.3. Specificazione del modello di frontiera di costo

4.3.1. Forma funzionale

Per l'analisi è stata scelta la forma funzionale *Translog* (Christensen e Greene, 1976). Affinché sia soddisfatta la proprietà di omogeneità lineare della funzione di costo nei prezzi degli input, tutte le variabili monetarie (CO , P_{LS} , P_{LNS} , P_F) sono state normalizzate rispetto al prezzo di un fattore, in questo caso quello del capitale (P_K). Il modello FCS assume quindi la seguente specificazione:

$$\ln\left(\frac{CO_{it}}{P_{Kit}}\right) = \alpha + \beta_Y \ln Y_{it} + \sum_r \delta_r \ln\left(\frac{P_{rit}}{P_{Kit}}\right) + \frac{1}{2} \beta_{YY} (\ln Y_{it})^2 + \frac{1}{2} \sum_r \sum_s \delta_{rs} \ln\left(\frac{P_{rit}}{P_{Kit}}\right) \ln\left(\frac{P_{sit}}{P_{Kit}}\right) + \sum_r \beta_{Yr} \ln Y_{it} \ln\left(\frac{P_{rit}}{P_{Kit}}\right) + \lambda_{URB} DURB_i + \lambda_T TREND_t + v_{it} + u_{it} \quad [1]$$

dove $r, s = LS, LNS, F$; $i = 1, \dots, 29$; $t = 2000, \dots, 2004$.

L'ipotesi sui termini di disturbo casuale (v_{it}) è che siano i.i.d. $\sim N(0, \sigma_v^2)$ e indipendenti dai fattori che catturano l'inefficienza (u_{it}); le ipotesi relative alla distribuzione statistica di questi ultimi saranno discusse in dettaglio nel prossimo paragrafo.

La forma funzionale adottata ha il vantaggio di essere molto flessibile, dal momento che non impone alcuna restrizione a priori sulle interazioni che coinvolgono la variabile di output e i prezzi dei fattori. Ciò implica che le stime dei rendimenti di scala e delle elasticità di sostituzione per coppie di input sono libere di variare a seconda del valore assunto dall'output e dal prezzo dei fattori. In particolare, la FCS [1] non richiede che valgano le proprietà microeconomiche di omoteticità e omogeneità di grado costante nell'output, le quali, sebbene consentono di ridurre il grado di parametrizzazione del modello, con indubbi vantaggi dal lato dell'efficienza statistica delle stime, risultano tuttavia assai restrittive dal punto di vista della specificazione della tecnologia sottostante.

In termini analitici, imporre *omoteticità* alla funzione di costo equivale ad assumere che non esistano interazioni fra output e prezzi degli input. Ciò implica che, dati certi prezzi dei fattori produttivi, per qualsiasi volume di attività la composizione del paniere degli input (*input mix*) resta inalterata. Nel caso del modello [1], tale condizione implica le seguenti restrizioni sull'insieme dei parametri da stimare:

$$\beta_{YLS} = \beta_{YLNS} = \beta_{YF} = \beta_{YK} = 0 \quad [2]$$

La proprietà di *omogeneità di grado costante* nell'output introduce ulteriori restrizioni rispetto all'omoteticità; essa implica che, al crescere dell'output, fermi restando i prezzi dei fattori, non solo l'*input mix* non varia, ma l'utilizzo di ciascun fattore cresce sempre della stessa proporzione a prescindere dal livello di produzione di partenza. La funzione di costo che ne deriva (omogenea di grado costante γ) rispetta dunque la condizione:

$$C(\theta Y) = \theta^\gamma C(Y) \quad [3]$$

con γ costante per qualsiasi livello di Y . La condizione [3] per il modello [1] comporta che:

$$\beta_{YY} = \beta_{YLS} = \beta_{YLSNS} = \beta_{YF} = \beta_{YK} = 0 \quad [4]$$

Si noti che, eliminando anche il termine di secondo grado dell'output $[(\ln Y)^2]$, si impone che i rendimenti di scala (*RDS*), dati dal reciproco dell'elasticità dei costi rispetto ad Y ($\varepsilon_{CO,Y} = \partial \ln CO / \partial \ln Y$), non varino al mutare della scala produttiva, oltre che dei prezzi dei fattori. Infine, se, oltre a richiedere che valgano le proprietà [2] e [4], si elimina anche ogni possibile interazione fra i prezzi dei fattori, la [1] si riduce alla forma funzionale *Cobb-Douglas*. Quest'ultima può quindi essere vista come un caso particolare del modello Translog a cui siano state imposte le restrizioni [2], [4] e le seguenti:

$$\delta_{LSLS} = \delta_{LNSLNS} = \delta_{FF} = \delta_{KK} = \delta_{LSLNS} = \delta_{LSF} = \delta_{LSK} = \delta_{LNSF} = \delta_{LNSK} = \delta_{FK} = 0 \quad [5]$$

Al fine di verificare se il modello FCS Translog rappresenta adeguatamente la struttura di costo delle unità produttive ospedaliere considerate, o se invece specificazioni semplificate sono altrettanto buone dal punto di vista statistico, sono stati stimati anche i tre modelli *nested* di cui si è detto sopra - funzione omotetica (OMT), omogenea di grado costante in Y (OGC) e Cobb-Douglas (CD) - ed è stato poi condotto un *Likelihood Ratio* test (*LR*) sulle restrizioni imposte.¹⁰ I risultati del test sono presentati nella tabella 3 in un ordine che va dal modello con il maggior numero di restrizioni (CD) a quello che ne presenta meno (OMT).¹¹

Tabella 3. Test *LR* sulle restrizioni della forma funzionale (H_1 : modello Translog)

<i>Ipotesi nulla</i>	<i>Log-Likelihood</i> ^a	χ^2	<i>Decisione</i>
H_0 : specificazione CD	197,045	31,462	H_0 rifiutata
H_0 : specificazione OGC	199,283	26,986	H_0 rifiutata
H_0 : specificazione OMT	200,366	24,820	H_0 rifiutata

^a Il valore di $\ln[L(H_1)]$ risultante dalla stima di massima verosimiglianza del modello Translog [1] è pari a 212,776.

¹⁰ Per ciascun modello si è ottenuto il valore della funzione di *Log-Likelihood* ed è stata calcolata la statistica del test data dall'espressione:

$$LR = -2 \{ \ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)] \}$$

dove $\ln[L(H_0)]$ e $\ln[L(H_1)]$ indicano il valore della *Log-Likelihood* relativa rispettivamente al modello ristretto e al modello non ristretto. *LR*, sotto l'ipotesi nulla, segue una distribuzione χ^2 con gradi di libertà pari al numero di restrizioni imposte.

¹¹ Essendo le tre specificazioni *nested* una nell'altra, se l'ipotesi nulla relativa al primo insieme di restrizioni (CD) è accettata, a maggior ragione lo sarà anche per gli altri due gruppi (OGC e OMT), che presentano un numero di restrizioni inferiore rispetto al modello Translog. Al contrario, il rifiuto di H_0 per la specificazione più semplice non implica la stessa decisione per la verifica d'ipotesi condotta su modelli meno ristretti, giustificando quindi la ripetizione del test per le specificazioni OGC e OMT.

Come si evince dalla tabella 3, l'ipotesi nulla è rifiutata in tutti e tre i casi. Bisogna tuttavia segnalare che le differenze nel valore della *Log-Likelihood* per i tre modelli ristretti non sono molto marcate; un'altra serie di test *LR* ha mostrato come la forma funzionale CD rappresenti la struttura di costo delle unità analizzate non peggio delle altre due. Questo risultato mette in evidenza che le restrizioni che implicano una perdita significativa di capacità esplicativa del modello sembrano essere quelle che impongono l'omoteticità. Come discusso sopra, una funzione di costo è omotetica se, dati i prezzi di acquisizione, i diversi fattori vengono utilizzati sempre nella stessa proporzione (*mix* costante) al variare del livello dell'output; il fatto che l'ipotesi nulla di omoteticità venga rifiutata è indicativo della presenza di una tecnologia complessa, in cui l'*input mix* ottimale cambia con la scala di produzione.

Tabella 4. Valori medi del rapporto lavoro/capitale per diverse scale di produzione

<i>Dimensione produttiva</i>	<i>DRG medi</i>	<i>Addetti</i>	<i>Posti-letto</i>	<i>Addetti/posto-letto</i>
PICCOLA	13.028	1.616	375	5.4
MEDIA	23.410	1.875	478	4.1
GRANDE	51.482	2.865	921	3.2

La tabella 4 mostra il rapporto lavoro/capitale (per quest'ultimo si utilizza come *proxy* il numero medio di posti-letto) per unità produttive del campione di piccola, media e grande dimensione. Si può notare che il valore medio del numero di addetti per posto-letto risulta inversamente correlato con la scala produttiva. Tale evidenza sembra confermare il fatto che gli input non vengono utilizzati nella stessa proporzione per livelli di output diversi e, seppure inficiata da possibili inefficienze nell'uso osservato dei fattori, può contribuire a spiegare l'inadeguatezza dell'assunzione di omoteticità nel modellare la performance di costo delle strutture ospedaliere analizzate.¹² Si noti che la complessità del processo produttivo implicita nell'assenza di omoteticità ha anche delle importanti implicazioni per quanto riguarda l'analisi dell'inefficienza di costo. Quest'ultima riflette infatti distorsioni dal costo minimo potenziale sia di tipo *tecnico* (eccesso di input) sia di tipo *allocativo* (errato input mix) e la seconda componente - quella allocativa - dipende dall'abilità dei manager nell'ottimizzare l'uso delle risorse

¹² Indicazioni più precise sulle possibilità tecniche di sostituzione ottimale fra capitale e lavoro possono essere ricavate dallo studio dell'*elasticità di sostituzione* per coppie di input alla *Morishima* (cfr. Blackorby e Russell, 1989), che misura l'inclinazione dell'isoquanto quando vengono apportate variazioni nell'utilizzo degli input r ed s in risposta ad una variazione nel rapporto fra i prezzi, P_r/P_s , dovuta ad un incremento del prezzo P_r (si noti che tale valore sarà generalmente diverso dalla misura dell'inclinazione quando il cambio di *input mix* avviene in risposta ad un variazione del rapporto fra i prezzi in direzione opposta, ovvero causata da un aumento di P_s). Tale tipo di analisi presuppone la stima di un sistema Translog che include, oltre alla funzione di costo, anche le rispettive equazioni di *cost-share* dei fattori; non essendo tale obiettivo perseguibile nell'ambito della stima di un modello di frontiera stocastica, si rinvia l'indagine ad un lavoro successivo incentrato sullo studio delle relazioni tecnologiche.

attraverso un confronto attento della tecnologia in uso con i prezzi relativi dei fattori vigenti sul mercato.¹³ E' lecito supporre che i fattori tecnologici possano essi stessi influire in qualche misura sull'efficacia nel perseguire tale obiettivo, dal momento che quanto più complesso è il processo produttivo tanto maggiori saranno probabilmente le difficoltà gestionali. Nel contesto dei servizi ospedalieri, i manager preposti all'allocazione delle risorse devono conoscere e valutare le caratteristiche tecnologiche peculiari della specifica realtà aziendale al fine di poter decidere in modo oculato; è evidente come ciò non risulti semplice sul piano pratico in ambiti dove il controllo di gestione e la contabilità dei costi sono di recente e ancora parziale introduzione e molte scelte importanti (quali, ad esempio, i livelli di produzione) sono imposte dall'alto.

4.3.2. Ipotesi sui termini di inefficienza e procedura di stima

Nell'analisi che segue vengono adottate le ipotesi relative alla distribuzione statistica e alla dinamica temporale dei termini di inefficienza (u_{it}) specificate nell'approccio FCS proposto da Battese e Coelli (1992). Si tratta di modello per la stima dell'inefficienza di tipo *time variant*, in cui si assume che u possa variare nel tempo, oltre che fra le unità produttive, seguendo un andamento indicato dall'espressione:

$$u_{it} = u_i \{ \exp[-\eta(t - T)] \} \quad [6]$$

dove u_i sono definiti come variabili casuali *non-negative*, la cui distribuzione è una troncata a zero della normale $N(\mu, \sigma_u^2)$, e T è il periodo finale osservato.

Nell'ultimo anno (2004), in cui $t - T = 0$, $u_{it} = u_i$. Se la stima del coefficiente η è maggiore di zero, allora il valore numerico di $\exp[-\eta(t - T)]$ è maggiore di uno e, per ogni $t < T$, $u_{it} > u_i$, che implica un'inefficienza decrescente nel tempo; viceversa, se η è negativo, il valore dei termini di inefficienza tende a crescere nel tempo; infine, per η pari a zero, il modello si riduce al caso di una specificazione *time invariant*, dove le inefficienze stimate variano solo a livello *cross-section*¹⁴. Data la specificazione logaritmica della FCS [1], la misura dell'inefficienza di costo complessiva per la struttura ospedaliera i -esima nel periodo t -esimo è definita da:

$$IC_{it} = \exp(u_{it}) \quad [7]$$

¹³ Detto in termini microeconomici, per ciascuna coppia di input deve essere soddisfatta l'uguaglianza tra il rapporto delle produttività marginali (tasso marginale di sostituzione tecnica) e il rapporto dei prezzi dei fattori (tasso di sostituzione di mercato).

¹⁴ Come fanno notare gli stessi autori, un limite di questo modello FCS risiede nel fatto che esso, imponendo che le stime del termine di inefficienza mutino nel tempo nella stessa proporzione per tutte le imprese del campione, rischia di essere poco realistico nella misura in cui nel periodo considerato sono intervenuti fattori di influenza esogeni fortemente *firm-specific* (cfr. Battese *et al.*, 1998, p. 204). Nel nostro caso, tuttavia, è ragionevole supporre che, trattandosi di unità localizzate in un contesto territoriale ben definito in cui vige una normativa comune che regola l'attività produttiva, l'ipotesi di eventi condizionanti esterni marcatamente diversi non è così rilevante.

Tale indicatore assume valori compresi tra uno (quando $u_{it} = 0$) e infinito (quando $u_{it} \rightarrow \infty$) e misura di quanto il costo osservato, CO_{it} , eccede il livello minimo di frontiera tenuto conto dei possibili disturbi casuali, $\exp[f(Y_{it}, P_{it}, Z_{it}; \beta, \delta, \lambda) + v_{it}]$.

Il modello FCS definito dalle equazioni [1]-[6] è stato stimato utilizzando il software FRONTIER 4.1. elaborato da Coelli (1996). Il programma esegue una procedura di stima di massima verosimiglianza (ML) a tre stadi dei parametri di interesse, che oltre ai coefficienti delle variabili esplicative della [1] e a η includono anche i fattori di parametrizzazione della *Log-Likelihood* suggeriti da Battese e Corra (1977): $\sigma^2 = (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ e $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$, dove γ è compreso fra zero e uno e misura la quota di variabilità del residuo complessivo ($\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$) spiegata dal termine di inefficienza; se $\gamma \rightarrow 0$ non ci sono effetti di inefficienza nel modello, il termine d'errore diventa puro *random noise* ($\varepsilon_{it} = v_{it}$) e la FCS si riduce ad una tradizionale funzione di costo i cui parametri possono essere stimati in modo consistente attraverso il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS).¹⁵ Oltre alle stime dei parametri, FRONTIER restituisce anche il valore della funzione di log-verosimiglianza, i risultati del test LR per l'ipotesi nulla che γ , μ e η siano pari a zero¹⁶, il valore previsto di IC_{it} per ciascuna struttura ospedaliera in ogni periodo e una stima dell'inefficienza media annua¹⁷.

4.4. Risultati empirici

Le stime ML dei parametri del modello FCS [1]-[6] sono riportate nella Tabella 5. Si può notare che i coefficienti di primo grado hanno tutti un valore superiore al rispettivo errore standard e risultano tutti significativi. Per quanto riguarda i parametri di secondo grado (termini al quadrato e interazioni fra le variabili), l'ipotesi nulla di assenza di significatività statistica (ad un livello pari almeno al 10%) non può essere rifiutata per i coefficienti δ_{LSLS} , δ_{LNSLNS} , δ_{LSLNS} , δ_{LSF} , δ_{LNSF} , β_{YLS} e β_{YLNS} . Il parametro β_{URB} associato alla *dummy* di controllo ambientale, sebbene presenti un segno negativo ($\lambda_{URB} = -0,0163$), non è statisticamente diverso da zero. Non è quindi possibile concludere che l'ubicazione delle strutture nell'area urbana di Torino abbia un impatto riduttivo significativo sul costo di fornitura dei servizi ospedalieri.¹⁸ Infine, la stima del

¹⁵ L'espressione della funzione di log-verosimiglianza per questo modello è derivata nell'appendice di Battese e Coelli (1992), mentre per i dettagli sulla procedura di stima ML a tre stadi si rinvia a Coelli (1996).

¹⁶ In questo caso la statistica LR sotto l'ipotesi nulla ha come distribuzione asintotica una χ^2 mista, poiché zero rappresenta un valore limite per γ . I valori critici per il test sono riportati nella tabella 1 in Kodde e Palm (1986).

¹⁷ La stima dei livelli di inefficienza come definiti dalla [7] si basa sul calcolo di valori attesi condizionati che generalizzano gli stimatori proposti da Jondrow *et al.* (1982) e da Battese e Coelli (1988).

¹⁸ Tale evidenza può essere giustificata se si considera che i vantaggi economici potenziali derivanti da una minore dispersione dei pazienti localizzati all'interno della cintura metropolitana possono essere controbilanciati dall'aggravio di costi conseguente alla maggiore congestione, che rende più onerose le operazioni di assistenza.

coefficiente λ_T è positiva e statisticamente significativa, implicando un trend dei costi crescente nel periodo analizzato.

Tabella 5. Stime ML dei parametri del modello FCS [1]-[6].

Variabile	Parametro	Stima	Errore standard
<i>Costante</i>	α	-0,5074 **	0,0811
$\ln Y$	β_Y	0,4011 **	0,0468
$\ln P_{LS}$	δ_{LS}	0,4897 **	0,1785
$\ln P_{LNS}$	δ_{LNS}	0,3109 *	0,1786
$\ln P_F$	δ_F	0,2011 **	0,0311
$(\ln Y)^2$	β_{YY}	0,1533 **	0,0321
$(\ln P_{LS})^2$	δ_{LSLS}	3,4312	5,4618
$(\ln P_{LNS})^2$	δ_{LNSLNS}	1,5857	5,0752
$(\ln P_F)^2$	δ_{FF}	0,1495 **	0,0349
$\ln P_{LS} \ln P_{LNS}$	δ_{LSLNS}	-0,3438	0,2801
$\ln P_{LS} \ln P_F$	δ_{LSF}	0,1606	0,2693
$\ln P_{LNS} \ln P_F$	δ_{LNSF}	0,0842	0,0217
$\ln Y \ln P_{LS}$	β_{YLS}	-2,4150	5,2531
$\ln Y \ln P_{LNS}$	β_{YLNS}	-0,3617	0,2446
$\ln Y \ln P_F$	β_{YF}	0,2578 **	0,2400
<i>DURB</i>	λ_{URB}	-0,0163	0,0728
<i>TREND</i>	λ_T	0,0299 **	0,0099
<i>sigma-squared</i>	σ^2	0,0368 **	0,0140
<i>gamma</i>	γ	0,9690 **	0,0124
<i>mu</i>	μ	0,3179 **	0,0765
<i>eta</i>	η	0,0490 **	0,0145

** significativo all'1%; * significativo all'10% (test di Student a 2 code).

Con riguardo alla componente di inefficienza del modello, le ultime quattro righe della tabella 5 evidenziano che i parametri σ^2 , γ , μ e η risultano tutti altamente significativi. Si noti, in particolare, il valore molto elevato di γ (circa 0,97), che conferma la presenza di inefficienza di costo e sottolinea come quest'ultima abbia il peso maggiore nello spiegare la variabilità osservata nel residuo totale.¹⁹ Il fatto che la stima ottenuta per il valore di μ sia significativamente diversa da zero implica che

¹⁹ Anche il valore della statistica LR per la verifica dell'ipotesi nulla $\gamma = \mu = \eta = 0$ ($\chi^2 = 261,618$) eccede di molto la soglia critica e conferma l'importanza del termine d'inefficienza nella specificazione del modello [1].

l'ipotesi di distribuzione normale troncata per i termini di inefficienza u_i è più appropriata di una semplice distribuzione semi-normale (in cui $\mu = 0$) e quindi che la probabilità che u_i sia pari a zero è più contenuta. Il coefficiente η , che cattura la dinamica temporale dell'inefficienza, è positivo e indica che l'inefficienza delle strutture ospedaliere piemontesi tende a decrescere passando dal 2000 al 2004. Tale aspetto, che costituisce l'interesse principale dello studio, verrà approfondito nel paragrafo 4.4.2, mentre di seguito vengono brevemente discusse le principali proprietà tecnologiche (rendimenti di scala e progresso tecnico) valutate sulla base dei parametri di frontiera stimati.

4.4.1. Caratteristiche tecnologiche

Dal momento che tutte le variabili esplicative (esclusa la *dummy DURB* e il trend temporale) sono state normalizzate rispetto alla loro media prima della trasformazione logaritmica, le stime dei parametri del primo ordine rappresentano le elasticità dei costi rispetto all'output e ai prezzi dei fattori per l'impresa media del campione,²⁰ la formula per i rendimenti di scala corrispondenti è dunque:

$$RDS = 1/\beta_Y \quad [8]$$

Nel caso di unità produttive diverse da quella media, ipotizzando prezzi dei fattori mantenuti fissi ai rispettivi valori medi, la misura di *RDS* si ottiene invece dalla seguente espressione:

$$RDS = 1/(\beta_Y + \beta_{YY}) \quad [9]$$

Tabella 6. Stima dei rendimenti di scala per diversi livelli di output^a

<i>Dimensione produttiva</i>	<i>DGR medi</i>	<i>Rendimenti di scala</i>
PICCOLA	13.028	3,29
MEDIA	23.410	2,54
GRANDE	51.482	1,94
MASSIMA	100.905	1,62
IMPRESA MEDIA	24.628	2,49

^a Prezzi degli input fissi ai valori medi campionari.

La tabella 6 presenta il valore di *RDS* calcolato per l'impresa media e per un livello di output (*DRG* prodotti) pari alla dimensione piccola, media, grande e massima. Si può notare la presenza di economie di scala su tutto il campione ($RDS > 1$), con

²⁰ Per impresa media si intende un'unità produttiva ipotetica con livello di output e prezzi dei fattori pari al valore medio campionario. Essendo le variabili espresse in logaritmo, nella derivazione delle elasticità dei costi i termini di secondo grado si annullano.

stime particolarmente elevate per le strutture ospedaliere piccole e medie, che tendono progressivamente a ridursi passando a dimensioni maggiori, pur rimanendo comunque di entità significativa.²¹ Questi risultati, sebbene il loro ordine di grandezza possa in qualche misura risentire dell'esclusione dal modello FCS di caratteristiche qualitative dell'output nonché di altri indicatori quantitativi complementari ai DRG prodotti (es. le prestazioni ambulatoriali), segnalano la presenza di strutture ospedaliere ampiamente sottodimensionate. Dal punto di vista delle politiche sanitarie, sembrerebbe quindi auspicabile procedere ad un accorpamento delle unità esistenti, in modo da avvicinare la dimensione produttiva alla scala minima efficiente. Merita tuttavia evidenziare che tale riassetto potrebbe comportare problemi organizzativi di non poco conto, con costi di transazione particolarmente onerosi (non valutabili tramite il modello FCS [1]), soprattutto se si considera che, già allo stato attuale, ASL e AO risultano apparati abbastanza complessi e di difficile gestione. Si tenga inoltre presente che in questo studio ci si riferisce per la maggior parte a unità produttive multi-branch (che comprendono più di un presidio), per cui ad un tale livello di aggregazione può essere azzardato fare considerazioni precise sulla dimensione efficiente dei singoli ospedali utilizzando le stime delle economie di scala riportate nella tabella 6. Non si devono poi tralasciare i problemi che si possono generare in termini di equità nelle possibilità di accesso alle cure ospedaliere, soprattutto nel caso di ospedali localizzati in aree rurali.

L'inclusione nel modello di un trend di tempo ha reso possibile stimare il tasso di variazione dei costi nel periodo considerato imputabile a cambiamenti nella tecnologia in uso. La stima del parametro λ_T (0,0299) indica un incremento medio annuo dei costi di frontiera di circa il 3%. Ad una prima analisi, il fatto che i costi operativi e la variabile temporale siano positivamente correlati potrebbe stupire: solitamente il progresso tecnico implica un aumento di produttività a cui fa seguito un abbassamento dei costi. Nel caso particolare dei servizi ospedalieri, tuttavia, nuove tecnologie, più costose e a più alta intensità di lavoro (spesso di elevata specializzazione), possono ragionevolmente essere introdotte per fornire ai pazienti trattamenti di cura maggiormente efficaci, non avendo quindi come conseguenza la riduzione dei costi ma molto più probabilmente l'incremento della qualità dei servizi erogati (di cui non si è tenuto conto nella specificazione del modello FCS).²² Le peculiarità del settore in esame permettono dunque di spiegare questo tipo di "anomalia" riscontrata a livello empirico.

²¹ Infatti, per le grandi strutture il valore stimato è ancora prossimo a 2, che implica che a fronte di un raddoppio della produzione di DRG i costi operativi aumentano solo della metà, consentendo un risparmio del 25% in termini di costo unitario medio.

²² Per un'analisi FCS basata su di un modello di funzione di costo Translog in cui vengono introdotte delle *proxy* per la qualità delle cure e il miglioramento della salute dei pazienti, si veda il lavoro di Zuckerman *et al.* (1994).

4.4.2. Inefficienza e dinamica temporale

Data la condizione [6] assunta nel modello FCS di Battese e Coelli (1992), l'evoluzione nel tempo dell'inefficienza di costo dipende dalla stima del parametro η , che si è visto sopra essere significativamente diversa da zero (0,049), implicando che per ogni unità produttiva del campione l'inefficienza diminuisca durante il periodo analizzato. Una seconda ipotesi implicita in questo approccio riguarda la dispersione dei valori dell'inefficienza fra strutture ospedaliere differenti in ciascun anno: per valori di η positivi, le inefficienze diminuiscono e tendono progressivamente a convergere; al contrario, se η fosse negativo, esse crescerebbero nel tempo e la divergenza fra le diverse unità tenderebbe ad aumentare sempre di più.

La media e la deviazione standard dell'inefficienza di costo per ogni anno sono riportate nella tabella 7, in cui i valori sono espressi in termini di percentuale di sovra-costi rispetto alla frontiera di *best-practice*, ovvero utilizzando l'espressione $[\exp(u) - 1]$. Si evidenzia un'inefficienza media che decresce a ritmo sostenuto di anno in anno, passando dal 53,9% di sovra-costi nel 2000 al 42,1% nel 2004, con una riduzione di quasi 12 punti percentuali. Si noti anche la progressiva riduzione del valore della deviazioni standard (da 0,320 a 0,243), a conferma del fatto che le performance di costo delle varie imprese tendono ad avvicinarsi nel tempo.

Tabella 7. Stima dell'inefficienza di costo media per anno ^a

<i>Periodo osservato</i>	<i>Inefficienza media</i>	<i>Deviazione standard</i>
2000	0,539	0,320
2001	0,506	0,298
2002	0,476	0,278
2003	0,448	0,260
2004	0,421	0,243
INTERO PERIODO	0,478	0,280

^a I valori riportati misurano la percentuale di sovra-costi rispetto ai livello minimo di frontiera e sono calcolati come $[\exp(u) - 1]$.

L'evidenza empirica osservata può essere almeno in parte ricondotta ad una gestione più razionale delle risorse stimolata dall'entrata in vigore delle varie riforme che hanno interessato il SSN e sono state poi recepite dalla regione Piemonte. Come è stato argomentato, tra gli obiettivi perseguiti del legislatore vi era quello di apportare modifiche alla cornice regolatoria in grado di introdurre adeguati incentivi alla riduzione dei costi di fornitura dei servizi ospedalieri, divenuti sempre meno sostenibili per l'equilibrio dei nostri conti pubblici, soprattutto alla luce del rispetto dei parametri fissati dal Trattato di Maastricht. Anche se in concreto l'applicazione della riforma

rimane tuttora contrassegnata da molte zone d'ombra (programmazione *ex ante* dei volumi di produzione, ripianamento *ex post* dei deficit, ecc.), in generale ad essa può essere comunque attribuito il merito di avere reso centrale, nelle dichiarazioni di massima e nella formazione dei manager sanitari, il problema dell'efficienza, introducendo vincoli di trasparenza contabile e finanziaria che, in una qualche misura, hanno spinto verso un utilizzo più parsimonioso dei fattori produttivi. Con riferimento specifico alla realtà piemontese, tale argomentazione trova ulteriori punti di forza nell'adozione, a partire dalla seconda metà degli anni Novanta, di meccanismi di remunerazione basati su pagamenti prospettici a prestazione (tariffe DRG-ROD) che, almeno per quanto concerne AO e strutture private, hanno costretto gli erogatori dei servizi a confrontarsi con *hard budget constraint*.

Guardando all'entità dell'inefficienza, essa appare piuttosto elevata, con un eccesso di costi medio calcolato sull'intero campione pari a circa il 48% (tabella 7, ultima riga); tale valore risulta comunque in linea con l'evidenza ottenuta nello studio di Cellini *et al.* (2000) a livello di campione nazionale²³. Due precisazioni sono necessarie nell'interpretazione di queste stime. La prima concerne la specificazione del modello FCS [1], che, come è stato più volte sottolineato, non include indicatori relativi alla qualità e all'efficacia delle cure fornite, dando luogo a possibili sovra-stime dei livelli di inefficienza.²⁴ La seconda richiama le considerazioni fatte sopra circa le implicazioni della complessità tecnologica del processo produttivo ospedaliero: una gestione oculata delle risorse da parte dei manager si rivela alquanto difficile, soprattutto quando l'obiettivo perseguito non si limita alla sola efficienza tecnica - ovvero all'utilizzo di ciascun input nelle giuste quantità - ma si estende anche alla minimizzazione dei costi, dove entrano in gioco i prezzi di acquisizione dei fattori ai fini della determinazione dell'*input mix* ottimale.

Da ultimo, la figura 1 rappresenta i valori medi di inefficienza di ogni singola struttura, ordinando le unità produttive dalla performance migliore a quella peggiore. Confrontando le prime e le ultime posizioni del *ranking*, è subito evidente l'accentuata dispersione dei valori, con forti divari tra i due estremi della distribuzione: alcune strutture ospedaliere mostrano percentuali medie di sovra-costi comprese tra 0,80 e 0,97 (6 unità), mentre per altre esse risultano inferiori al 5% (3 unità).²⁵ La marcata variabilità *cross-section* potrebbe essere indicativa della presenza di *outliers*, di cui occorrerebbe tenere conto nell'ambito di un'analisi più disaggregata a livello di singolo

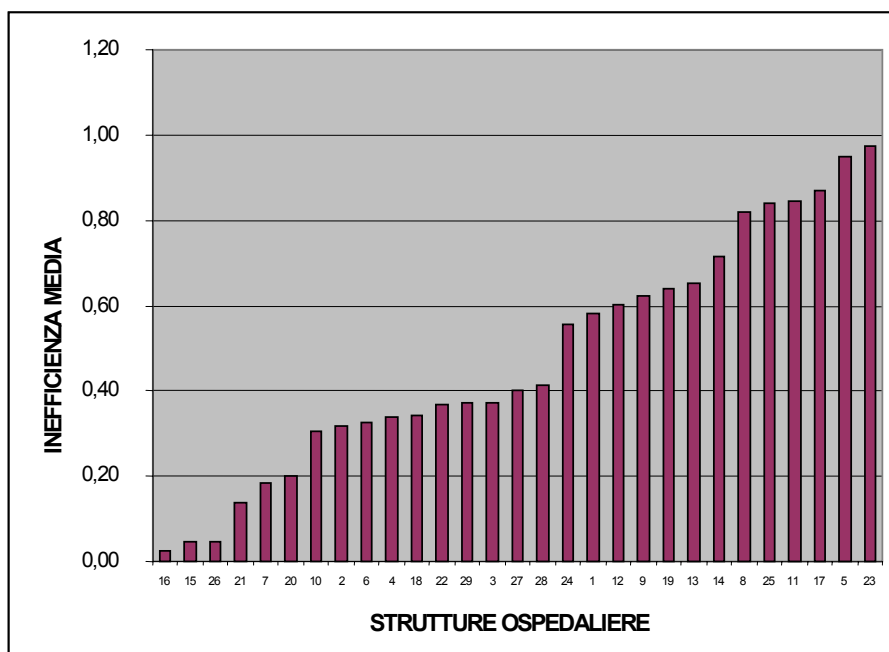
²³ Nella specificazione DEA-*input oriented*, senza variabili di controllo per la qualità delle prestazioni erogate, è emersa infatti una potenziale riduzione degli input utilizzati nel processo produttivo nell'ordine del 44%.

²⁴ Sull'importanza di tale aspetto, si veda Zuckerman *et al.* (1994), Puig-Junoi (1998) e Cellini *et al.* (2000).

²⁵ Inoltre, a conferma del fatto che le inefficienze decrescono nel tempo tanto più intensamente quanto più i valori di partenza sono elevati, le deviazioni standard degli *score* di ogni struttura ospedaliera sui cinque anni diminuiscono all'aumentare del livello di inefficienza media, passando da 0,004 per le unità con sovra-costi nell'ordine del 5% a 0,10 per quelle che presentano *score* intorno al 95%.

presidio;²⁶ si sottolinea che in questa sede l'ampiezza limitata del campione, unitamente all'elevato grado di aggregazione dei dati, non consente né di eliminare un numero ampio di strutture ospedaliere (pena la perdita di gradi di libertà), né di identificare e controllare con sufficiente precisione i fattori all'origine delle performance di efficienza anomale. Meriterebbe inoltre approfondire lo studio delle differenze osservate fra strutture produttive e anni diversi indagando sulle variabili esplicative dell'inefficienza. Le metodologie di frontiera stocastica proposte, ad esempio, da Battese e Coelli (1995) e Wang (2002) permettono di estendere l'analisi in tale direzione, incorporando nel modello FCS fattori esogeni osservabili che presentano variabilità di tipo *cross-section* e/o temporale e possono influenzare l'efficienza. Nel caso specifico delle strutture ospedaliere, le variabili esplicative potenzialmente rilevanti includono fattori di tipo organizzativo (es. numero di presidi gestiti, posti-letto offerti, grado di rischiosità dei pazienti), di concorrenza e regolamentazione (es. numero di strutture private operanti in aree limitrofe, meccanismi di remunerazione, di fatto ancora diversi per ASL e AO in Piemonte) e socio-demografici (es. percentuale di anziani e reddito medio pro-capite della popolazione servita).²⁷

Figura 1. Ranking delle strutture ospedaliere rispetto all'inefficienza di costo



²⁶ In particolare, nel caso in cui si riuscisse a disporre delle informazioni tecniche e di costo necessarie per uno studio a tale livello, sarebbe utile controllare l'eterogeneità *firm-specific* non osservata in modo da limitare le potenziali distorsioni nelle stime dei livelli di inefficienza. Nei recenti lavori di Greene (2004, 2005) è proposto un approccio per la stima di modelli di frontiera stocastica con dati *panel* (del tipo *fixed-effects* e *random-effect*) che consente di distinguere l'eterogeneità latente dall'inefficienza, con un'interessante applicazione ai servizi ospedalieri nazionali che utilizza una banca dati a cura dell'Organizzazione Mondiale della Sanità.

5. Conclusioni

Nel corso degli anni Novanta, il Servizio Sanitario Nazionale (SSN) è stato interessato da differenti riforme, che hanno agito a vari livelli: per esempio, hanno modificato il grado di autonomia dei produttori, hanno mutato il sistema di remunerazione delle prestazioni ospedaliere e hanno attribuito maggiori responsabilità alle Regioni, non solo dal lato della spesa ma anche dal lato del finanziamento. Questo “continuo” processo di riforma potrebbe aver reso più “sensibili” gli ospedali in merito al tema del controllo della spesa e dei costi di gestione, attraverso l’eliminazione delle inefficienze e degli sprechi nell’utilizzo delle risorse. In questo lavoro sottoponiamo a verifica empirica questa ipotesi di lavoro, concentrandoci sugli ospedali del Piemonte, una regione nella quale sopravvivono alcune contraddizioni nella cornice di regole che caratterizza la sanità. La stima di una frontiera di costo per gli ospedali pubblici per gli anni dal 2000 al 2004 ci consente di derivare una stima delle caratteristiche tecnologiche della funzione di produzione di servizi ospedalieri, nonché una stima dell’efficienza per ciascun produttore e della sua evoluzione nel tempo. I risultati mostrano da un lato l’esistenza di marcate economie di scala per tutte le classi dimensionali di ospedali, dall’altro una riduzione dell’inefficienza media sull’intero periodo in esame.

²⁷ Al riguardo si vedano, tra gli altri, i recenti studi di Puig-Junoi (1998), Cellini *et al.* (2000) e Barbetta e Turati (2001).

Bibliografia

- Barbetta G e Turati G. (2001), L'analisi dell'efficienza tecnica nel settore della sanità. Un'applicazione al caso della Lombardia, *Economia Pubblica*, 2, 97-127.
- Barbetta G., Turati G., e Zago A.(2004), Behavioural Differences between Public and Private not-for-profit Hospitals in the Italian National Health Service, Università di Verona, Working Paper, 12(3).
- Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1988), "Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies: With a Generalized Frontier Production Function and Panel Data", *Journal of Econometrics*, 38, 387-399.
- Battese G.E. e Coelli T. (1992), Frontier production function, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India, *Journal of Productivity Analysis*, 3(1-2), 153-169.
- Battese G.E., Coelli T. e Prasada Rao D.S. (1998), *An introduction to efficiency and productivity analysis*, Kluwer Academic Press.
- Blackorby C. and Russell R.R. (1989), "Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? (A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities)", *The American Economic Review*, 79, 882-888.
- Bordignon M. e G. Turati (2003), *Bailing out expectations and Health expenditure in Italy*, CESifo Working Paper, No. 1026.
- Bordignon M., Mapelli V. e Turati G. (2002), *Fiscal Federalism and National Health Service in the Italian System of Governments*, in ISAE Annual Report on Monitoring Italy.
- Burgess J.F. e Wilson P.W. (1996), Hospital ownership and technical inefficiency, *Management Science*, 42 (1), 110-123.
- Cellini R., G. Pignataro e I. Rizzo (2000), Competition and Efficiency in Health Care: An Analysis of the Italian Case, *International Tax and Public Finance*, 7, 503-519.
- Christensen L. R. e Greene W. H. (1976), Economies of scale in US electric power generation, *Journal of Political Economy*, 84 (4), 655-676.
- Coelli T. (1996), *A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*, CEPA Working Paper, n. 96/07, University of New England.
- Dismuke C. e Sena V. (1998), *Has DRG payment influenced the technical efficiency and productivity of diagnostic technologies in Portuguese public hospitals? An empirical analysis using parametric and non-parametric methods*, University of York, Discussion Papers in Economics, n. 98/06.

- Duggan M.G. (2000), Hospital ownership and public medical spending, *The Quarterly Journal of Economics*, November.
- Fabbri D. (2000), Riforma sanitaria e produzione ospedaliera, *Economia pubblica*, 1, 132-164.
- Fabbri D. (2002), L'efficienza tecnica e di scala degli ospedali pubblici in Italia, in *L'efficienza dei servizi pubblici*, Banca d'Italia.
- France G. e Taroni F. (2005), The Evolution of Health-Policy Making in Italy, *Journal of Health Politics, Policy and Law*, vol. 30, nos. 1-2.
- Galizzi B., Novara M. e Vassallo E. (1999), Efficienza dell'assistenza ospedaliera italiana in un'analisi territoriale, *Economia Pubblica*, 3, 37-73.
- Gazzaniga P., Guglieri A. e Mazzei L. (a cura di) (2003), I sistemi tariffari per le prestazioni di assistenza ospedaliera – Un esame della normativa nazionale e regionale in vigore, *Centro Studi Assobiomedica*, n. 8.
- Gerdtham U., Loethgren M., Tambour M. e Rehnberg C. (1999), Internal markets and health care efficiency: a multiple-output stochastic frontier analysis, *Health Economics*, 8, 151-164.
- Giuffrida A., Lapecorella F. e Pignataro G. (2000), Organizzazione dell'assistenza ospedaliera: un'analisi dell'efficienza delle aziende ospedaliere e dei presidi ospedalieri, *Economia pubblica*, 4, 101-124.
- Greene W. (2004), “Distinguishing between Heterogeneity and Inefficiency: Stochastic Frontier Analysis of the World Health Organization’s Panel Data on National Health Care Systems”, *Health Economics*, 13, 959-980.
- Greene W. (2005), “Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model”, *Journal of Econometrics*, 126(2), 269-303.
- Grosskopf S. e Valdmanis V. (1987), Measuring hospital performance. A non-parametric approach, *Journal of Health Economics*, 2, 89-107.
- Guccio C. e Pignataro G. (2002), Determinanti dell’efficienza organizzativa dell’attività ospedaliera tra le regioni italiane e livelli essenziali di assistenza, *paper presentato alla XIV Conferenza SIEP*, Università di Pavia.
- Hofler R.A. e Folland S.T: (1991), *Technical and allocative inefficiencies of United States hospitals under stochastic frontier approach*, in Atti del 55° Annual Meeting of the Midwest Economics Association.
- Hofler R.A. e Folland S.T: (1995), *On the allocative efficiency of United States hospitals: a stochastic frontier approach*, University of Central Florida, Department of Business Administration, Economic Working Paper, n. 9501.
- Jondrow, J., Lovell, K. C. A., Materov, I. and Schmidt, P. (1982), “On the Estimation of Technical Efficiency in the Stochastic Production Function Model”, *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.

- Kodde D. A. e Palm F. C. (1986), Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions, *Econometrica*, 54 (5), 1243-1248.
- Leonardi F. (2003), *Tariffe ospedaliere e accreditamento. Guida alla legislazione regionale vigente*, AIOP.
- Levaggi R. (2002), commento a "L'efficienza tecnica e di scala degli ospedali pubblici in Italia" di Daniele Fabbri, in *L'efficienza dei servizi pubblici*, Banca d'Italia.
- Linna M. (1998,) Measuring hospital cost efficiency with panel data models, *Health Economics*, 7,415-427.
- Mapelli V. (1999), *Il sistema sanitario italiano*, il Mulino.
- Ozcan Y.A. e Luke R.D. (1993), A national study of the efficiency of hospitals in urban markets, *Health Services Research*, 27(6), 719-739.
- Puig-Junoy J. (1998), Technical efficiency in the clinical management of critically ill patients, *Health Economics*, 7, 263-277.
- Valdmanis V. (1990), Ownership and technical efficiency of hospitals, *Medical Care*, 6, 552-561.
- Vitaliano D. Toren M. (1994), Cost and efficiency in nursing homes: a stochastic frontier approach, *Journal of Health Economics*, 13, 281-299.
- Zamprogna, L. (1977), Il controllo dell'efficienza nelle organizzazioni non a scopo di lucro - Un caso ospedaliero, *L'impresa*, Fasc. 2199.
- Zuckerman S., Hadley J. e Iezzoni, L. (1994), Measuring hospital efficiency with frontier cost function, *Journal of Health Economics*, 13, 255-280.