

Ceris-Cnr, W.P. N° 15/2005

# Riforme del Servizio Sanitario Nazionale e dinamica dell'efficienza ospedaliera in Piemonte\*

*[Reforms of the National Health Service and Dynamics of Hospital Efficiency in Piedmont]*

**Chiara Canta**

Université Sciences Sociales "Toulouse 1" ([chiaracanta@hotmail.com](mailto:chiaracanta@hotmail.com))

**Massimiliano Piacenza\*\***

Ceris-CNR ([m.piacenza@ceris.cnr.it](mailto:m.piacenza@ceris.cnr.it))

**Gilberto Turati**

Università di Torino - Dipartimento di Scienze Economiche e Finanziarie "G. Prato" ([turati@econ.unito.it](mailto:turati@econ.unito.it))

**Abstract.** In this paper we estimate cost efficiency and technological characteristics of public hospitals in Piemonte over the period from 2000 to 2004. During the Nineties, different regulatory reforms aiming at controlling health expenditure affected the Italian National Health Service, ranging from the introduction of a new reimbursement scheme for hospitals (DRG-based) at the micro level, to the implementation of fiscal federalism at the macro level. We argue that all these legislative interventions rendered producers more prone to control costs, in order to be able to meet financial constraints. Our empirical findings support this hypothesis: average cost inefficiency, computed after estimating a Translog stochastic cost frontier by the Battese and Coelli (1992) approach, reduced remarkably during the observed years, while the adoption of more effective technologies shifted upward the minimum-cost frontier. We also find evidence of relevant scale economies not exploited by producers, which decrease with hospital size (number of beds) and output complexity (average DRG weight).

**Key words:** riforme del SSN, ospedali pubblici, efficienza produttiva, frontiera di costo stocastica

**JEL codes:** D21, I18, L32

\* Una versione precedente di questo lavoro è stata presentata alla XVII Riunione Scientifica della Società Italiana di Economia Pubblica (SIEP) «Finanziamento del settore pubblico», Università di Pavia, 15-16 settembre 2005, al workshop nell'ambito del progetto COFIN 2004 «Regolazione settoriale e politica della concorrenza in mercati regolati», Università Bocconi di Milano, 30 settembre-1 ottobre 2005, e al X Convegno Nazionale dell'Associazione Italiana di Economia Sanitaria (AIES) «Scelte individuali e collettive nella tutela della salute», Università di Genova, Facoltà di Economia, 10-11 Novembre 2005. Gli autori desiderano ringraziare tutti i partecipanti per i preziosi commenti.

\*\* Autore corrispondente: Ceris-CNR, c/o Fondazione Collegio Carlo Alberto, Via Real Collegio 30, 10024 - Moncalieri (TO); tel: +39 011 6824929, fax: +39 011 6824966.

WORKING PAPER CERIS-CNR  
Anno 7, N° 15 – 2005  
Autorizzazione del Tribunale di Torino  
N. 2681 del 28 marzo 1977

*Direttore Responsabile*  
Secondo Rolfo

*Direzione e Redazione*  
Ceris-Cnr  
Istituto di Ricerca sull'Impresa e lo Sviluppo

*Sede di Torino*  
Via Real Collegio, 30  
10024 Moncalieri (Torino), Italy  
Tel. +39 011 6824.911  
Fax +39 011 6824.966  
[segreteria@ceris.cnr.it](mailto:segreteria@ceris.cnr.it)  
<http://www.ceris.cnr.it>

*Sede di Roma*  
Via dei Taurini, 19  
00185 Roma, Italy  
Tel. 06 49937810  
Fax 06 49937884

*Sede di Milano*  
Via Bassini, 15  
20121 Milano, Italy  
tel. 02 23699501  
Fax 02 23699530

*Segreteria di redazione*  
Maria Zittino e Silvana Zelli  
[m.zittino@ceris.cnr.it](mailto:m.zittino@ceris.cnr.it)

*Distribuzione*  
Spedizione gratuita

*Fotocomposizione e impaginazione*  
In proprio

*Stampa*  
In proprio

Finito di stampare nel mese di December 2005

**Copyright © 2005 by Ceris-Cnr**

All rights reserved. Parts of this paper may be reproduced with the permission of the author(s) and quoting the source.  
Tutti i diritti riservati. Parti di questo articolo possono essere riprodotte previa autorizzazione citando la fonte.

## Indice

<b>Introduzione.....</b>	<b>5</b>
<b>1. La regolamentazione dei servizi ospedalieri in Piemonte.....</b>	<b>6</b>
<b>2. Una rassegna della letteratura empirica sull'efficienza nel settore ospedaliero.....</b>	<b>8</b>
<b>3. Analisi dell'efficienza ospedaliera in Piemonte .....</b>	<b>10</b>
3.1 <i>Struttura del campione e costruzione della base dati.....</i>	<i>10</i>
3.2 <i>Variabili del modello.....</i>	<i>13</i>
3.3 <i>Specificazione del modello di frontiera di costo.....</i>	<i>14</i>
3.4 <i>Risultati empirici.....</i>	<i>15</i>
3.4.1 <i>Caratteristiche tecnologiche .....</i>	<i>19</i>
3.4.2 <i>Dinamica temporale dell'inefficienza .....</i>	<i>21</i>
3.4.3 <i>Analisi di robustezza .....</i>	<i>22</i>
<b>4. Conclusioni .....</b>	<b>24</b>
<b>Bibliografia .....</b>	<b>25</b>
<b>Working Paper Series (2005-1993) .....</b>	<b>I-VI</b>

## 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 (pubblici) 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 contribuiva al controllo della spesa stessa (in questo senso, p.e. 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 nazionale - 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 rappresentino un primo tentativo di indagare l'impatto delle riforme che hanno interessato il settore, 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 1 si descrivono brevemente i provvedimenti normativi regionali che regolano il settore dei servizi ospedalieri in Piemonte. Nel paragrafo 2 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 3 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 4 raccoglie alcune brevi considerazioni conclusive.

#### 1. 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; si guarda cioè all'implementazione a livello regionale di alcune delle riforme "micro" emanate a livello nazionale. Da questo punto di vista, almeno tre sono gli aspetti rilevanti: in primo luogo, viene analizzata la normativa che disciplina l'accesso al mercato delle cure sanitarie da parte di soggetti privati; in secondo luogo, si guarda alla riorganizzazione dell'offerta pubblica e al ruolo delle ASL; infine, si esamina la remunerazione dei produttori (pubblici e privati), mediante la fissazione di tariffe e la stipula di accordi contrattuali. Tutti questi fattori contribuiscono infatti a influenzare il perseguimento dell'efficienza da parte dei produttori pubblici e privati.

Per quanto riguarda il primo aspetto, l'accesso al mercato per la fornitura di servizi ospedalieri da parte di soggetti privati, 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. 14.01.1997, 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 era inizialmente provvisorio; la D.G.R. n. 31-8105/2002 ha definito però i criteri per l'accreditamento in via definitiva; infatti, 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. Questa struttura normativa ha portato ad un ruolo del privato non marginale nella regione: il numero di posti letto di istituti privati accreditati sul totale dei posti letto (per acuti e per lungodegenti) a disposizione del SSR rappresenta circa il 20% nel 2003, con un aumento di qualche punto percentuale rispetto alla fine degli anni Novanta; un dato in linea con quello medio nazionale.

La struttura industriale del mercato dell'assistenza ospedaliera è però influenzata soprattutto dall'offerta pubblica. Da questo punto di vista, la riforma *bis* del SSN all'inizio degli anni Novanta puntava a replicare il modello introdotto nel NHS inglese dei "quasi-mercato", attraverso la scorporazione degli ospedali (i produttori) dalle ASL (i finanziatori) ed una riorganizzazione complessiva del ruolo delle ASL. Su questo aspetto, la risposta delle regioni è stata differenziata, tanto che alcuni autori parlano esplicitamente di diversi "modelli regionali di sanità" proprio guardando al modo in cui le regioni hanno implementato la riforma prevista a livello nazionale (p.e. Mapelli, 1999). In questo quadro, la Lombardia è la regione che viene ricordata per la maggiore "apertura" al ruolo disciplinante del "mercato", avendo ridotto il numero dei posti letto "integrati" all'interno di una ASL ad un mero 9,9% nel 2002 (cfr. tabella 3 in Guccio, 2005). All'estremo opposto, limitandoci alle regioni più grandi ed escludendo quelle a Statuto Speciale, troviamo p.e. il Veneto o la Toscana, con rispettivamente l'80,9% e il 75,2% dei posti letto ancora "integrati" nelle ASL. Il Piemonte si

colloca (accanto all'Emilia Romagna) in una posizione intermedia, avendo ancora il 60,9% dei posti letto "integrati". Insomma, un modello di ASL "sponsor" per utilizzare la nomenclatura adottata dalla letteratura sul tema (cfr. ancora Guccio, 2005, e Mapelli, 1999), che prevede una qualche apertura al mercato, ma con la ASL che gioca ancora un ruolo rilevante nella definizione dei contratti di fornitura di servizi ospedalieri e nella scelta dei produttori.

Per quanto riguarda la remunerazione dei produttori, il terzo aspetto che qui consideriamo, innanzitutto occorre rilevare che il Piemonte rientra fra il primo gruppo di regioni ad aver adottato il nuovo schema di pagamento prospettico delle prestazioni ospedaliere basato sui ROD/DRG. Il primo provvedimento regionale di riferimento è la D.G.R. n. 70-1459/95, che individuava cinque tipologie di strutture (p.e. Gazzaniga *et al.*, 2003; Leonardi, 2003): a) ospedale di base, preso come riferimento, con un Pronto Soccorso (PS) di 24 ore, con tariffario del 19% inferiore rispetto a quello indicato nel Decreto Ministeriale 14 dicembre 1994; b) AO e Istituti di Ricovero e Cura a Carattere Scientifico (IRCCS), con tariffario maggiore del 15% rispetto all'ospedale di base; c) ospedali senza PS o con PS di 12 ore, con tariffario inferiore del 10% rispetto a quello dell'ospedale di base (le attività di PS venivano remunerate a parte); d) erogatori privati che soddisfano i requisiti previsti dalla L.R. n. 5/87, con tariffario inferiore del 18% rispetto all'ospedale senza PS (-40% circa rispetto alla tariffa del Decreto Ministeriale); infine, e) 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. sia per gli ospedali pubblici sia per quelli privati; sono stati infatti recepiti anche gli accordi fra la Regione e le associazioni di categoria dell'ospitalità privata (AIOP e ARIS) che hanno rivalutato il livello tariffario per le case di cura provvisoriamente accreditate (p.e. Gazzaniga *et al.*, 2003; Leonardi, 2003; Mazzei, 2005). Oggi la struttura tariffaria regionale è definita dalla D.G.R. 28-8148/02, e distingue i produttori sia sulla base della loro natura pubblica o privata, sia sulla base della complessità dell'attività svolta. Per quanto

riguarda la complessità dell'attività delle strutture pubbliche, la tariffa base di 2.363 euro (fissata per il 2003) viene incrementata per i DRG ad alta complessità fino al 20% e viene ridotta del 15% per i 43 DRG ad alto rischio di inappropriatazza; sembra quindi esserci un utilizzo della tariffa al fine di perseguire l'obiettivo del contenimento dei costi attraverso la ricerca dell'appropriatezza dei ricoveri ospedalieri. Ulteriori aumenti sono previsti p.e. per ospedali sedi di PS e/o reparti di emergenza zonale e sovra-zonale e per gli ospedali monospécialistici. Per quanto riguarda gli ospedali privati, sono previste tre diverse fasce tariffarie (A, B, e C) in relazione al tipo di attività svolta dalle strutture; la tariffa è pari al 100% delle strutture pubbliche solo per i produttori di fascia A mentre scende fino all'85% della tariffa per gli ospedali pubblici per le strutture di fascia C; agli IRCCS viene riconosciuta una maggiorazione tariffaria del 13%.

La definizione delle tariffe non è però sufficiente per caratterizzare compiutamente il meccanismo di remunerazione adottato per le diverse tipologie di produttori, perché la regione può prevedere degli abbattimenti tariffari sulla base di specifici accordi contrattuali<sup>1</sup>. Nel caso piemontese, per i presidi a gestione diretta da parte delle ASL – anche se la programmazione avviene sulla base delle tariffe DRG definite a livello regionale - la remunerazione avviene *nei fatti* sulla base di una quota capitaria (cfr. p.e. Mazzei, 2005). Per questa tipologia di produttori non è quindi cambiato molto rispetto alla situazione precedente alla riforma che ha introdotto il sistema di pagamento prospettico, anche se le modifiche nell'attività che la riforma ha comportato (p.e. l'adozione della Scheda di Dimissione Ospedaliera preliminare all'adozione del meccanismo basato sui DRG) implicano necessariamente una maggior attenzione ai livelli di produzione e di costo. Per le AO, la remunerazione è invece basata sul tariffario DRG, ma non sembrano essere previsti abbattimenti del valore delle tariffe per questi ospedali pubblici. Per i produttori privati accreditati nel loro insieme, invece, la

<sup>1</sup> Sulle esperienze regionali in merito ai contratti con i produttori di servizi ospedalieri si veda p.e. il lavoro di Mangano e Spampinato (2005) e i riferimenti ivi contenuti.

legislazione regionale assegna dei tetti di spesa nelle aree dei ricoveri per acuti, per la riabilitazione, per la lungodegenza e la neuropsichiatria. La D.G.R. n. 35-29101/99 prevede infatti la stipulazione di accordi contrattuali fra ASL e singole strutture, ma 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. Lo sfondamento dei tetti fa scattare degli abbattimenti tariffari proporzionali alla misura dello sfondamento per ciascuna struttura ospedaliera, indipendentemente dal livello di attività dei singoli ospedali. Vi è quindi una attenzione molto forte verso il contenimento della spesa per l'assistenza ospedaliera convenzionata.

In conclusione, il SSR del Piemonte appare quindi ancora caratterizzato da un forte ruolo della programmazione, pur in presenza di un ricorso alle strutture private come detto non marginale. 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 nelle realtà dei SSR e nella legislazione nazionale, che potrebbero agire in direzione contraria - dal punto di vista degli incentivi al perseguimento dell'efficienza produttiva - rispetto alle misure suggerite dalle riforme nazionali, vanificandone i potenziali effetti virtuosi.

## 2. UNA RASSEGNA DELLA LETTERATURA EMPIRICA SULL'EFFICIENZA NEL SETTORE OSPEDALIERO

Se le riforme del SSN hanno cercato di introdurre degli incentivi per il raggiungimento di una maggior efficienza produttiva, diventa interessante capire se - a distanza di qualche anno - questi interventi hanno prodotto gli effetti sperati. In questo lavoro, ci si concentra

su una nozione di efficienza produttiva molto utilizzata nella letteratura empirica, basata sulla stima di frontiere (di costo) con metodi quantitativi. Si tratta di tecniche ampiamente utilizzate anche nel settore della sanità.

La ricerca sulla stima dell'efficienza in sanità con metodi quantitativi non è però nata in Italia ma negli Stati Uniti. È infatti a partire dagli anni Ottanta che si sviluppano i primi studi relativi all'efficienza degli ospedali statunitensi (cfr. fra gli altri, Grosskopf e Valdmanis, 1987; Valdmanis, 1990; Ozcan e Luke, 1993, che utilizzano la *Data Envelopment Analysis* o DEA; Hofler e Folland, 1991 e 1995, Zuckerman *et al.*, 1994; Vitaliano e Toren, 1994, che stimano frontiere stocastiche di costo). Tuttavia, date le particolari caratteristiche del mercato statunitense delle prestazioni sanitarie<sup>2</sup>, l'interesse di questa letteratura è volto principalmente a verificare in quale misura la forma proprietaria e le dimensioni di un ospedale influenzano la sua efficienza tecnica o allocativa (sul punto anche Burgess e Wilson, 1996); solo marginalmente viene considerato il modello di pagamento come variabile esplicativa dell'inefficienza (p.e. Ozcan e Luke, 1993, usano come variabile la percentuale di prestazioni pagate all'interno del programma Medicare). In Europa, invece, l'interesse principale della letteratura (sviluppatasi soprattutto a partire dagli anni Novanta) è valutare come gli incentivi introdotti dalle riforme che hanno interessato i diversi sistemi sanitari in quel periodo abbiano influenzato la *performance* dei produttori a livello regionale o nazionale. Fra gli studi 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 questi lavori utilizzano dati *panel* per testare la variazione dell'inefficienza dal periodo pre- a quello post-riforma (relativa p.e. al sistema di remunerazione dei produttori o all'introduzione di una qualche forma di concorrenza nel

<sup>2</sup> Ci riferiamo, in particolare, alla presenza massiccia di ospedali privati (for-profit e nonprofit), alle differenze fra ospedali pubblici federali e statali, al sistema di pagamento prospettico da parte dello Stato solo per le categorie più indigenti e per gli anziani, rientranti nei programmi Medicare e Medicaid.

mercato dei servizi ospedalieri). L'evidenza empirica sembra mostrare come tutte questi interventi volti ad introdurre nel settore gli effetti "disciplinanti" della concorrenza sembrano aver avuto un impatto positivo sull'efficienza tecnica ospedaliera.

Per quanto riguarda l'Italia, già a partire dalla fine degli anni Settanta si segnalano alcuni tentativi di indagare il grado di efficienza degli ospedali. 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, invece, la ricerca nel settore si è basata sempre più su tecniche di *benchmarking* di tipo quantitativo già utilizzate nella letteratura internazionale, come appunto la DEA e le frontiere stocastiche. In questo contesto, 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. Senza alcuna pretesa di esaustività, tra i primi possiamo ricordare p.e. i lavori di Barbetta *et al.* (2004), Fabbri (2003), Guccio e Pignataro (2002), Cellini *et al.* (2000), Galizzi *et al.* (1999); tra i secondi, rientrano p.e. i contributi di Barbetta e Turati (2001), Fabbri (2000), Giuffrida *et al.* (2000). Alcuni di questi studi utilizzano dati *panel*; altri utilizzano dati *cross-section*; è chiaro che le domande cui tentano di rispondere i lavori che rientrano nei due gruppi sono diverse e solo i primi evidenziano l'evoluzione dell'inefficienza nel tempo. Barbetta *et al.* (2004) cercano di sfruttare l'introduzione del nuovo sistema di pagamento per individuare differenze comportamentali fra ospedali pubblici e ospedali privati nonprofit; utilizzando metodi parametrici e non parametrici, mostrano che il livello medio di efficienza tecnica degli ospedali italiani si riduce nel periodo 1995-2000. Gli autori propongono di attribuire questo risultato alla politica di contenimento dei tassi di ospedalizzazione adottata nell'ambito del SSN, che si tradurrebbe in un minor output per gli ospedali; gli stessi autori rilevano però anche una convergenza degli *scores* dei produttori pubblici e privati, il che indicherebbe un effetto positivo della

maggiore concorrenza introdotta nel mercato dal nuovo sistema di pagamento. Sempre in questa direzione si colloca anche il contributo di Fabbri (2000), che per gli ospedali pubblici dell'Emilia Romagna rileva nel periodo 1994-1997 un miglioramento dell'efficienza tecnica fino al 1996, seguito da un peggioramento nel 1997; l'andamento sembra attribuibile - almeno in parte - agli effetti della riforma. La maggior parte dei contributi sviluppati nel nostro paese prova però a concentrarsi sulle caratteristiche della tecnologia e sulle differenze in termini di efficienza di diversi tipi di ospedali. Fabbri (2003), 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 sembrano essere 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. Fabbri (2000) nel suo lavoro sugli ospedali pubblici dell'Emilia Romagna rileva anche 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 AO 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 AO 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 e 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* in termini di efficienza produttiva.

Da questa breve rassegna sembrano emergere alcune conclusioni rilevanti sull'efficienza dell'industria ospedaliera in Italia: in primo luogo, tutti i lavori – in un modo o nell'altro – trovano la presenza di economie di scala non sfruttate dai produttori; in secondo luogo, le AO sembrano caratterizzate da livelli di efficienza maggiori rispetto ad altre tipologie di ospedali, mentre risultati più contrastanti si osservano nei confronti tra pubblico e privato (nonprofit e for-profit); infine, l'efficienza tecnica parrebbe peggiorare dalla metà degli anni Novanta, cioè dopo l'introduzione della riforma del sistema di pagamento degli ospedali. La letteratura italiana si è però sempre concentrata sulla nozione di efficienza tecnica e non ha mai provato a studiare l'efficienza in termini di costo delle strutture ospedaliere. In questo lavoro proviamo a compiere un primo passo in questa direzione.

### 3. ANALISI DELL'EFFICIENZA OSPEDALIERA IN PIEMONTE

#### 3.1 *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 tenuta a trasmettere 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). È 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" del comparto, l'introduzione del sistema di pagamento basato sui DRG per gli ospedali, ma anche l'introduzione di una qualche forma di 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 al numero di posti letto e alla quantità e alla complessità delle prestazioni erogate (numero di ricoveri, peso medio DRG, giornate di degenza) sono state rese disponibili per ogni singolo presidio. Tuttavia, non è stato possibile ottenere una disaggregazione tale 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 dei 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. Alla luce di tale considerazione, si è proceduto alla costruzione di un database che riunisse i dati tecnici e di costo relativi alle 22 ASL e alle 7

AO 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 alle prestazioni ospedaliere offerte. I presidi gestiti dalle strutture in esame sono in generale gli stessi sull'intero periodo<sup>3</sup>.

Le voci di conto economico sono state opportunamente selezionate e riorganizzate al fine di pervenire ad una misura del costo operativo la cui struttura sia omogenea per ASL e AO. Sono stati innanzitutto sottratti i costi 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 gestiti direttamente: 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

<sup>3</sup> 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.

appaltati (mensa, lavanderia, pulizia, ...) 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%<sup>4</sup>.

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<sup>5</sup>. L'attività tipica di queste ultime, 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.

Dal momento che l'obiettivo è l'identificazione di una struttura di costo operativo quanto più possibile omogenea fra le due categorie, si è proceduto considerando solo le voci che si suppongono più direttamente imputabili alla produzione di servizi simili, nello specifico i servizi ospedalieri. Ne è risultata un'aggregazione finale in cui il costo operativo ospedaliero (COO, 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 (per misurare il quale si utilizza come *proxy* il numero di posti-letto). A questa aggregazione più ristretta (tabella 2) corrisponde in media il 32% dei costi operativi totali per le ASL e il 65% per le AO; per quanto riguarda invece

<sup>4</sup> 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.

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

l'incidenza di ciascun fattore produttivo, i due tipi di struttura presentano ora quote molto simili: rispetto al valore di *COO*, le spese per personale rappresentano in media l'86% (66% imputabile agli addetti sanitari), i costi dei

farmaci il 9,6%, e gli ammortamenti il 4,4%. *COO* ha un valore medio intorno ai 79 milioni di euro per le ASL (tasso medio di crescita annuo 3,6%) e ai 122 milioni di euro per le AO (tasso medio di crescita annuo 4,8%).

Tabella 1. Incidenza media dei diversi fattori produttivi sul costo operativo totale per ASL e AO piemontesi (%)

	2000	2001	2002	2003	2004
<b>ASL</b>					
<b>Lavoro</b>	36,1	34,6	33,4	25,2	25,0
<i>Lavoro sanitario</i>	28,0	26,7	25,8	19,5	19,2
<b>Materiali e servizi</b>	59,5	62,2	63,2	72,1	72,3
<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>Prestazioni esterne</i>	46,6	49,0	48,4	61,4	61,8
Assistenza specialistica	1,4	1,9	2,3	5,0	5,6
Assistenza specialistica da privati	1,0	1,9	2,3	1,9	1,8
<b>Spese amministrative</b>	2,3	1,0	1,1	0,9	1,0
<b>Ammortamenti</b>	1,4	1,5	1,6	1,2	1,1
<b>Altri costi</b>	0,7	0,7	0,7	0,6	0,6
Costo operativo totale medio (10 <sup>3</sup> €)	190.086	205.150	216.115	295.099	311.600
<b>AO</b>					
<b>Lavoro</b>	59,4	56,8	56,4	53,0	52,8
<i>Lavoro sanitario</i>	45,3	43,1	43,3	40,9	40,3
<b>Materiali e servizi</b>	32,9	36,1	36,3	40,1	40,0
<i>Materiali</i>	19,3	20,1	20,5	21,0	23,2
Farmaci	6,5	6,5	6,9	7,3	8,3
<i>Servizi operativi appaltati</i>	4,2	5,2	5,3	5,0	5,3
<i>Prestazioni esterne</i>	6,5	7,1	6,6	9,9	7,4
Assistenza specialistica	0,4	0,3	0,3	0,5	0,0
Assistenza specialistica da privati	0,4	0,3	0,3	0,5	0,0
<b>Spese amministrative</b>	3,4	2,1	2,1	2,2	2,3
<b>Ammortamenti</b>	2,8	3,2	3,4	3,2	3,1
<b>Altri costi</b>	1,4	1,8	1,8	1,6	1,8
Costo operativo totale medio (10 <sup>3</sup> €)	163.013	175.424	188.420	203.450	208.720

Fonte: nostre elaborazioni su dati forniti dalla Regione Piemonte

Tabella 2. Incidenza media dei fattori lavoro, farmaci e capitale sul costo operativo ospedaliero per ASL e AO piemontesi (2000-2004) (%)

	ASL	AO
<b>Lavoro</b>	87,6	84,7
<i>Lavoro sanitario</i>	67,4	64,8
<b>Farmaci</b>	8,5	10,6
<b>Ammortamenti</b>	3,9	4,7
Costo operativo ospedaliero medio (10 <sup>3</sup> €)	78.628	121.558

Fonte: nostre elaborazioni su dati forniti dalla Regione Piemonte

### 3.2 Variabili del modello

Utilizzando le informazioni contenute nella base dati sopra descritta sono state costruite le variabili esplicative fondamentali del modello FCS: output, complessità delle prestazioni, prezzi degli input. 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 ( $Y$ ) il numero totale di ricoveri annui (ordinari e in day-hospital); si è inoltre cercato di tenere conto della gravità dei casi trattati introducendo come variabile di controllo il peso medio DRG ( $GR$ ), che riflette le differenze nel mix produttivo, quindi il grado di complessità medio delle prestazioni fornite dalle varie strutture ospedaliere<sup>6</sup>.

Per quanto riguarda l'input lavoro, si è operata la distinzione tra personale con ruolo sanitario ( $LS$ , medici e infermieri) e personale con ruolo diverso da quello sanitario ( $LNS$ , tecnici e amministrativi)<sup>7</sup> e 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. Come *proxy* per il prezzo medio dei farmaci ( $P_F$ ) è stato utilizzato il rapporto fra il costo corrispondente e il numero totale di giornate di degenza annue. Infine, seguendo la specificazione adottata da gran parte della letteratura empirica sull'attività ospedaliera, il prezzo medio del fattore capitale ( $P_K$ ) è stato calcolato dividendo il valore degli ammortamenti per il numero complessivo di posti-letto.

Nel modello FCS è stato inoltre inserito un trend temporale ( $TREND$ ), il cui parametro ( $\lambda_{TR}$ ) dovrebbe riflettere l'effetto del progresso tecnico e può essere interpretato come il tasso di crescita

(o 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 intervenuti 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 3 sono riportate le statistiche descrittive relative alle variabili utilizzate nel modello FCS. Si nota, in particolare, un'elevata variabilità nel livello del costo operativo e nei dati tecnici di produzione<sup>8</sup>, che può essere giustificata in parte dal fatto che il campione di strutture ospedaliere analizzato risulta assai eterogeneo dal punto di vista dimensionale<sup>9</sup>, in parte dalle differenze sopra evidenziate tra ASL e AO<sup>10</sup>.

<sup>8</sup> Il coefficiente di variazione (dato dal rapporto tra deviazione standard e media) per  $COO$  è pari a 0,48, mentre per il numero di ricoveri, le giornate di degenza e i posti-letto supera la soglia del 50% (0,60, 0,59 e 0,56 rispettivamente).

<sup>9</sup> Le unità produttive classificate come piccole sono 7 (numero medio di posti-letto  $\leq 368$ ), quelle medie 15 ( $368 <$  numero medio di posti-letto  $\leq 621$ ) e quelle grandi 7 (numero medio di posti-letto  $> 621$ ).

<sup>10</sup> 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, il numero di prestazioni erogate risulta notevolmente più elevato per le AO (i ricoveri ordinari presentano valori medi pressoché doppi, mentre per i ricoveri in day-hospital la differenza è ancora più marcata e pari a quasi tre volte il quantitativo prodotto dalle ASL).

<sup>6</sup> Per fare un esempio, il ricovero per tonsillectomia rappresenta una tipica prestazione con basso grado di complessità (peso DRG 0,27), gli interventi sulla tiroide rientrano tra i casi di complessità media (peso DRG 1,04), mentre gli interventi sul sistema cardiovascolare con complicazioni (peso DRG 2,40) sono classificabili come prestazioni ad elevata complessità.

<sup>7</sup> 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.

Tabella 3. Statistiche descrittive delle variabili utilizzate nel modello FCS

	Media	Dev. st.	Minimo	Mediana	Massimo
Costo operativo ospedaliero (10 <sup>3</sup> €) Lavoro + Farmaci + Ammortamenti	88.990	42.985	29.262	86.495	309.694
<i>Dati tecnici di produzione</i>					
Ricoveri totali	22.072	13.237	639	19.728	68.715
Peso medio DRG	1,12	0,20	0,64	1,06	1,93
Giornate di degenza totali	142.171	83.617	18.400	131.396	576.810
Posti-letto totali	521	294	62	485	1.848
<i>Prezzi dei fattori</i>					
Prezzo lavoro sanitario (€/addetto)	46.181	2.133	41.665	46.319	55.572
Prezzo lavoro non sanitario (€/addetto)	26.544	1.841	22.053	26.310	31.170
Prezzo farmaci (€/giornata di degenza)	63	31	21	57	200
Prezzo capitale (€/posto-letto)	8.051	3.715	3.016	7.170	22.859

Fonte: nostre elaborazioni su dati forniti dalla Regione Piemonte

### 3.3 Specificazione del modello di frontiera di costo

Per l'analisi è stata scelta la forma funzionale flessibile *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 ( $COO$ ,  $P_{LS}$ ,  $P_{LNS}$ ,  $P_K$ ) sono state normalizzate rispetto al prezzo di un fattore, in questo caso quello dei farmaci ( $P_F$ ). Il modello FCS assume quindi la seguente specificazione:

$$\ln\left(\frac{COO_{it}}{P_{Fit}}\right) = \alpha + \beta_Y \ln Y_{it} + \beta_{GR} \ln GR_{it} + \sum_r \delta_r \ln\left(\frac{P_{rit}}{P_{Fit}}\right) + \frac{1}{2} \beta_{YY} (\ln Y_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{GRGR} (\ln GR_{it})^2 + \frac{1}{2} \sum_r \sum_s \delta_{rs} \ln\left(\frac{P_{rit}}{P_{Fit}}\right) \ln\left(\frac{P_{sit}}{P_{Fit}}\right) + \beta_{YGR} \ln Y_{it} \ln GR_{it} + \sum_r \beta_{Yr} \ln Y_{it} \ln\left(\frac{P_{rit}}{P_{Fit}}\right) + \sum_r \beta_{GRr} \ln GR_{it} \ln\left(\frac{P_{rit}}{P_{Fit}}\right) + \lambda_{TR} TREND_t + v_{it} + u_{it} \quad [1]$$

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

La stima dell'inefficienza produttiva e lo studio della sua dinamica temporale si basa sulla specificazione FCS *time-variant* proposta da Battese e Coelli (1992). Tale approccio ipotizza che i termini di disturbo casuale ( $v_{it}$ ) siano i.i.d.  $\sim N(0, \sigma_v^2)$  e indipendenti dai fattori che catturano l'inefficienza ( $u_{it}$ ); si assume inoltre

che  $u$  possa variare nel tempo, oltre che fra le strutture ospedaliere, seguendo un andamento indicato dall'espressione:

$$u_{it} = u_i \{ \exp[-\eta(t-T)] \} \quad [2]$$

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  $\eta$  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  $\eta$  è negativo, il valore dei termini di inefficienza tende a crescere nel tempo; infine, per  $\eta$  pari a zero, il modello si riduce al caso di una specificazione *time-invariant*, dove le inefficienze stimate variano soltanto a livello *cross-section*<sup>11</sup>. Data la specificazione translogaritmica della FCS [1], la misura dell'inefficienza di costo complessiva ( $IC$ ) per la struttura ospedaliera  $i$ -esima nel periodo  $t$ -esimo

<sup>11</sup> 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.

è definita da:

$$IC_{it} = \exp(u_{it}) \quad [3]$$

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,  $COO_{it}$ , eccede il livello minimo di frontiera tenuto conto dei possibili disturbi casuali,  $\exp[f(Y_{it}, GR_{it}, P_{rit}, TREND_i; \alpha, \beta, \delta, \lambda_{TR}) + v_{it}]$ .

Il modello FCS definito dalle equazioni [1]-[3] è stato stimato utilizzando il software FRONTIER 4.1. (Coelli, 1996). Il programma esegue una procedura di stima di massima verosimiglianza (ML) dei parametri di interesse, che oltre ai coefficienti associati alle variabili esplicative della [1] e a  $\eta$  includono anche i fattori di parametrizzazione della funzione di log-verosimiglianza 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  $\gamma$  è compreso fra zero e uno e misura la quota di variabilità del residuo complessivo del modello ( $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$ ) 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<sup>12</sup>. Oltre alle stime dei parametri, FRONTIER restituisce anche il valore della funzione di log-verosimiglianza, i risultati del test *Likelihood Ratio (LR)* per l'ipotesi nulla che  $\gamma$ ,  $\mu$  e  $\eta$  siano pari a zero<sup>13</sup>, il valore previsto di  $IC$  per ciascuna struttura ospedaliera in ogni periodo e una stima dell'inefficienza media annua<sup>14</sup>.

### 3.4 Risultati empirici

Prima di presentare i risultati della stima del modello FCS [1]-[3], merita fare una premessa sulla forma funzionale adottata. La specificazione Translog ha il vantaggio di essere molto flessibile, dal momento che non impone alcuna restrizione a priori sulle interazioni che coinvolgono l'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 dalla variabile di output e dal prezzo dei fattori. In particolare, la frontiera di costo [1] non richiede che valgano le proprietà microeconomiche di omoteticità e omogeneità di grado costante nell'output, le quali, sebbene consentano di ridurre il grado di parametrizzazione del modello, con indubbi vantaggi dal lato dell'efficienza statistica delle stime, possono tuttavia risultare 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 livello dell'output e prezzi degli input. Ciò implica che, dati certi prezzi dei fattori produttivi, per qualsiasi volume di attività la composizione ottimale del paniere degli input (*input mix*) resta inalterata<sup>15</sup>. La proprietà di *omogeneità di grado costante* nell'output introduce un'ulteriore restrizione: 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  $\gamma$ ) rispetta dunque la condizione:  $C(\theta Y) = \theta^\gamma C(Y)$ , con  $\gamma$  costante per qualsiasi livello di  $Y$ <sup>16</sup>. Infine, se, oltre a richiedere che valgano le proprietà sopra citate, si elimina anche ogni possibile

<sup>12</sup> 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 si rinvia a Coelli (1996).

<sup>13</sup> In questo caso la statistica *LR* sotto l'ipotesi nulla ha come distribuzione asintotica una  $\chi^2$  mista, poiché zero rappresenta un valore limite per  $\gamma$ . I valori critici per il test sono riportati nella tabella 1 in Kodde e Palm (1986).

<sup>14</sup> La stima dei livelli di inefficienza come definiti dalla [3] si basa sul calcolo di valori attesi condizionati che generalizzano gli stimatori proposti da Jondrow *et al.* (1982) e da Battese e Coelli (1988).

<sup>15</sup> Nel caso della frontiera di costo [1], tale condizione implica le seguenti restrizioni sull'insieme dei parametri da stimare:  $\beta_{YLS} = \beta_{YLN} = \beta_{YK} = \beta_{YF} = 0$ .

<sup>16</sup> Tale proprietà applicata al modello [1] comporta che anche il coefficiente  $\beta_{YY}$  sia pari a zero. Si noti che eliminando il termine di secondo grado dell'output,  $(\ln Y)^2$ , si impone che i rendimenti di scala, dati dal reciproco dell'elasticità dei costi rispetto ad  $Y$ , non varino al mutare della scala produttiva oltre che dei prezzi dei fattori.

interazione fra le variabili esplicative ( $Y$ ,  $GR$ ,  $P_r$ ) la specificazione della frontiera di costo [1] si riduce alla forma funzionale *Cobb-Douglas*<sup>17</sup>.

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) - e sono stati poi condotti test *LR* sulle restrizioni imposte<sup>18</sup>. I risultati dei test sono presentati nella tabella 4, seguendo un ordine che va dal modello con il maggior numero di restrizioni (CD) a quello che ne presenta meno (OMT). L'ipotesi nulla è rifiutata in tutti e tre i casi al livello di significatività del 5%. Bisogna tuttavia segnalare che le differenze nel valore della log-verosimiglianza per i tre modelli ristretti non sono molto marcate; un'altra serie di test *LR* ha rivelato infatti 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 sostanziale di capacità esplicativa del modello FCS [1] sembrano essere quelle imposte dalla condizione di omoteticità. Come argomentato sopra, una funzione di costo è omotetica se, dati i prezzi di acquisizione, i diversi fattori sono utilizzati sempre nella stessa proporzione al variare del livello dell'output; il fatto che l'ipotesi nulla di omoteticità sia rifiutata è indicativo della presenza di una tecnologia complessa, in cui l'*input mix* ottimale cambia con la scala di produzione. La tabella 5 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 numero medio di addetti per posto-letto risulta inversamente correlato con la scala produttiva. Tale evidenza sembra confermare il fatto che gli input non vengono impiegati nella stessa proporzione per livelli di output diversi e, seppure inficiata da possibili inefficienze nell'utilizzo osservato dei fattori, può contribuire a spiegare l'inadeguatezza dell'ipotesi di omoteticità per modellare le *performance* di costo delle strutture ospedaliere analizzate.

Si noti come la complessità del processo produttivo implicita nell'assenza di omoteticità abbia anche 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 attraverso un confronto attento della tecnologia in uso con i prezzi relativi dei fattori vigenti sul mercato<sup>19</sup>. È 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. Nell'ambito della fornitura dei servizi ospedalieri, i manager responsabili dell'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 contesti 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.

<sup>17</sup> Quest'ultima può quindi essere vista come un caso particolare del modello Translog a cui siano state applicate le condizioni di omoteticità e omogeneità e le restrizioni seguenti:  $\beta_{YGR} = \beta_{GRLS} = \beta_{GRLNS} = \beta_{GRK} = \beta_{GRF} = \delta_{LSLS} = \delta_{LNSLNS} = \delta_{KK} = \delta_{FF} = \delta_{LSLNS} = \delta_{LSK} = \delta_{LSF} = \delta_{LNSK} = \delta_{LNSF} = \delta_{KF} = 0$ .

<sup>18</sup> Per ciascun modello si è ottenuto il valore della funzione di log-verosimiglianza ed è stata poi 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-verosimiglianza rispettivamente per il modello ristretto e per il modello non ristretto. *LR*, sotto l'ipotesi nulla, segue una distribuzione  $\chi^2$  con un numero di gradi di libertà pari al numero di restrizioni imposte.

<sup>19</sup> 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).

Tabella 4. Test LR sulle restrizioni della forma funzionale ( $H_1$ : modello Translog)

<i>Ipotesi nulla</i>	<i>Log-verosimiglianza<sup>a</sup></i>	<i>Valore LR</i>	<i>Decisione</i>
$H_0$ : specificazione CD	200,640	28,475	$H_0$ rifiutata
$H_0$ : specificazione OGC	208,101	13,554	$H_0$ rifiutata
$H_0$ : specificazione OMT	208,954	11,846	$H_0$ rifiutata

<sup>a</sup> Il valore di  $\ln[L(H_1)]$  risultante dalla stima di massima verosimiglianza del modello Translog [1] è pari a 214,878.

Tabella 5. Valori medi del rapporto lavoro/capitale per diverse scale di produzione

<i>Dimensione produttiva<sup>a</sup></i>	<i>Ricoveri<sup>b</sup></i>	<i>Addetti<sup>b</sup></i>	<i>Posti-letto<sup>b</sup></i>	<i>Addetti/posto-letto</i>
PICCOLA	10.311	1.352	238	5,7
MEDIA	19.786	2.033	484	4,2
GRANDE	38.732	2.867	889	3,2

<sup>a</sup> Le classi dimensionali sono state definite in base al numero di posti-letto offerti: piccola = posti-letto  $\leq 368$ ; media =  $368 < \text{posti-letto} \leq 621$ ; grande = posti-letto  $> 621$ .

<sup>b</sup> Valori medi calcolati all'interno di ciascuna classe.

La Tabella 6a riporta le stime ML dei parametri tecnologici della frontiera di costo [1]. I coefficienti di primo grado per il modello FCS BASE, la cui specificazione include soltanto le variabili di output, i prezzi dei fattori e il trend temporale, hanno tutti un valore superiore al rispettivo errore standard e risultano tutti statisticamente significativi. Per quanto riguarda i parametri di secondo grado, relativi ai termini al quadrato e alle 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  $\beta_{YK}$ ,  $\beta_{GRGR}$ ,  $\beta_{GRLS}$ ,  $\beta_{GRLNS}$ ,  $\delta_{KK}$ ,  $\delta_{KLS}$ ,  $\delta_{KLNS}$ . Infine, la stima del coefficiente  $\lambda_{TR}$  è positiva e statisticamente significativa, implicando quindi un trend dei costi crescente nel corso del periodo analizzato.

Le stime relative alla componente di inefficienza del modello FCS BASE (equazioni [2]-[3]) sono presentate nella tabella 6b. Da essa emerge che i parametri  $\mu$ ,  $\eta$ ,  $\sigma^2$  e  $\gamma$  sono tutti altamente significativi. Si noti, in particolare, il valore molto elevato di  $\gamma$  (circa 0,96), 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  $\varepsilon_{it}$ <sup>20</sup>. Il fatto che la stima

ottenuta per il valore di  $\mu$  sia significativamente diversa da zero implica inoltre che l'ipotesi di distribuzione normale troncata per i termini di inefficienza  $u_i$  risulta 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. La tabella 6b riporta anche le statistiche descrittive dell'inefficienza  $IC$  calcolate sull'intero campione, i cui valori sono espressi in termini di percentuale di sovra-costi rispetto alla frontiera di *best-practice*, ovvero utilizzando l'espressione  $[\exp(u) - 1]$ . Le stime rivelano un eccesso medio di costi intono al 37%, con accentuata variabilità (deviazione standard/media = 0,60) e una differenza marcata fra valore minimo (2%) e valore massimo (circa 97%). Da ultimo, il coefficiente  $\eta$ , che cattura la dinamica temporale dell'inefficienza, è positivo e indica che l'inefficienza delle strutture ospedaliere piemontesi tende a ridursi passando dal 2000 al 2004. Tale aspetto, che costituisce l'interesse principale di questo studio, sarà 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 stimati per il modello FCS BASE.

<sup>20</sup> Anche il valore della statistica LR (270,979) per la verifica dell'ipotesi nulla  $\gamma = \mu = \eta = 0$  supera di molto la soglia critica e conferma l'importanza del termine

d'inefficienza nella specificazione del modello [1].



Tabella 6a. Stime ML relative ai parametri tecnologici della frontiera di costo [1]<sup>a</sup>

Variabile	FCS BASE	FCS ESTESA 1	FCS ESTESA 2	FCS ESTESA 3
<i>Costante</i>	-0,393*** (0,053)	-0,382*** (0,063)	-0,391*** (0,053)	-0,407*** (0,056)
<i>lnY</i>	0,487*** (0,053)	0,515*** (0,082)	0,487*** (0,053)	0,469*** (0,061)
<i>lnGR</i>	0,392*** (0,097)	0,404*** (0,103)	0,394*** (0,098)	0,384*** (0,100)
<i>lnP<sub>K</sub></i>	0,040* (0,021)	0,044* (0,025)	0,040 (0,025)	0,039 (0,026)
<i>lnP<sub>LS</sub></i>	0,659*** (0,095)	0,650*** (0,096)	0,657*** (0,096)	0,669*** (0,096)
<i>lnP<sub>LNS</sub></i>	0,224** (0,088)	0,229*** (0,089)	0,226** (0,089)	0,218** (0,088)
<i>(lnY)<sup>2</sup></i>	0,114** (0,051)	0,065** (0,031)	0,056** (0,026)	0,052* (0,030)
<i>(lnGR)<sup>2</sup></i>	0,042 (0,221)	0,044 (0,123)	0,008 (0,124)	0,012 (0,117)
<i>(lnP<sub>K</sub>)<sup>2</sup></i>	-0,065 (0,101)	-0,030 (0,051)	-0,032 (0,051)	-0,033 (0,051)
<i>(lnP<sub>LS</sub>)<sup>2</sup></i>	2,307* (1,222)	1,152* (0,614)	1,153* (0,612)	1,074* (0,619)
<i>(lnP<sub>LNS</sub>)<sup>2</sup></i>	2,727** (1,327)	1,357** (0,668)	1,370** (0,665)	1,302* (0,672)
<i>lnY lnGR</i>	0,117** (0,054)	0,120** (0,054)	0,119** (0,055)	0,115** (0,054)
<i>lnY lnP<sub>K</sub></i>	0,084 (0,070)	0,086 (0,070)	0,082 (0,070)	0,073 (0,073)
<i>lnY lnP<sub>LS</sub></i>	-0,399** (0,164)	-0,404** (0,164)	-0,398** (0,165)	-0,372** (0,168)
<i>lnY lnP<sub>LNS</sub></i>	0,340** (0,157)	0,341** (0,157)	0,341** (0,157)	0,320** (0,159)
<i>lnGR lnP<sub>K</sub></i>	-0,391** (0,182)	-0,403** (0,184)	-0,386** (0,184)	-0,359* (0,186)
<i>lnGR lnP<sub>LS</sub></i>	0,331 (0,393)	0,357 (0,407)	0,322 (0,395)	0,273 (0,398)
<i>lnGR lnP<sub>LNS</sub></i>	-0,191 (0,383)	-0,211 (0,393)	-0,184 (0,385)	-0,153 (0,384)
<i>lnP<sub>K</sub> lnP<sub>LS</sub></i>	-0,033 (0,250)	-0,044 (0,254)	-0,029 (0,251)	-0,015 (0,252)
<i>lnP<sub>K</sub> lnP<sub>LNS</sub></i>	0,008 (0,259)	0,016 (0,262)	0,003 (0,260)	-0,003 (0,259)
<i>lnP<sub>LS</sub> lnP<sub>LNS</sub></i>	-2,464** (1,258)	-2,455* (1,266)	-2,470** (1,261)	-2,327* (1,272)
<i>TREND</i>	0,029*** (0,009)	0,030*** (0,011)	0,028*** (0,009)	0,029*** (0,010)
<i>D<sub>AO</sub></i>	-	-0,044 (0,104)	-	-
<i>D<sub>URB</sub></i>	-	-	0,018 (0,076)	-
<i>D<sub>MEDIA</sub></i>	-	-	-	0,017 (0,026)
<i>D<sub>GRANDE</sub></i>	-	-	-	0,025 (0,032)

<sup>a</sup> Errori standard in parentesi.

\*\*\* significativo all'1%; \*\* significativo al 5%, \* significativo al 10% (test di Student a 2 code).

Tabella 6b. Stime ML relative al modello esplicativo dell'inefficienza [2]-[3]<sup>a</sup>

Parametro	FCS BASE	FCS ESTESA 1	FCS ESTESA 2	FCS ESTESA 3
$\mu$	0,253*** (0,057)	0,250*** (0,060)	0,248*** (0,060)	0,249*** (0,057)
$\eta$	0,048*** (0,018)	0,053** (0,023)	0,047** (0,019)	0,046* (0,025)
$\sigma^2$	0,026** (0,010)	0,023** (0,011)	0,026** (0,011)	0,027** (0,011)
$\gamma$	0,956*** (0,020)	0,947*** (0,029)	0,954*** (0,020)	0,955*** (0,020)
[exp(u) - 1]				
Media	0,366	0,359	0,359	0,362
Dev. st.	0,219	0,209	0,216	0,219
Minimo	0,020	0,021	0,020	0,021
Massimo	0,967	0,936	0,925	0,995

<sup>a</sup> Errori standard in parentesi.

\*\*\* significativo all'1%; \*\* significativo al 5%, \* significativo al 10% (test di Student a 2 code).

### 3.4.1 Caratteristiche tecnologiche

Dal momento che tutte le variabili esplicative sono state normalizzate rispetto alla loro media prima della trasformazione logaritmica, le stime dei parametri del primo ordine rappresentano le elasticità dei costi rispetto al numero dei ricoveri ( $\beta_Y$ ), al grado di complessità medio ( $\beta_{GR}$ ) e ai prezzi dei fattori ( $\delta_K$ ,  $\delta_{LS}$ ,  $\delta_{LNS}$ ) per l'unità produttiva media del campione<sup>21</sup>. La formula per il calcolo dei rendimenti di scala ( $RDS$ ) corrispondenti, data dal reciproco dell'elasticità dei costi rispetto ad  $Y$  (cfr. Baumol *et al.*, 1982), si riduce quindi a  $1/\beta_Y = 2,055$ , rivelando l'esistenza di forti economie di scala ( $RDS > 1$ ) non sfruttate a livello di struttura ospedaliera media.

Nel caso di unità produttive diverse da quella media, ipotizzando prezzi degli input mantenuti fissi ai rispettivi valori medi campionari, la stima dell'elasticità dei costi rispetto ad  $Y$ , e quindi la misura di  $RDS$ , varia a seconda del livello del livello dell'output (numero di ricoveri) e della gravità dei casi trattati (peso medio DRG); la tabella 7 riporta il valore di  $RDS$  calcolato in corrispondenza di differenti dimensioni produttive (piccola, media, grande,

massima) e gradi di complessità dell'output, applicando l'espressione seguente:

$$RDS = 1/(\beta_Y + \beta_{YY} \ln Y_{it} + \beta_{YGR} \ln GR_{it}) \quad [4]$$

In generale, i risultati evidenziano la presenza di economie di scala diffuse su tutto il campione e quindi la presenza di strutture ospedaliere ampiamente sottodimensionate<sup>22</sup>: per la scala produttiva media ( $Y = 19.786$ ) con complessità media delle prestazioni ( $GR = 1,12$ ), il valore di  $RDS$  (riquadro grigio) implica che a fronte di un raddoppio del numero di ricoveri effettuati  $COO$  aumenta meno della metà (47%), consentendo un risparmio di circa il 26% in termini di costo unitario medio. Con riferimento alla dimensione produttiva, le stime risultano particolarmente elevate per le strutture ospedaliere piccole e si riducono progressivamente passando a volumi di produzione maggiori, pur rimanendo comunque di entità significativa<sup>23</sup>.

<sup>21</sup> Per unità produttiva media si intende una struttura ospedaliera con livello dell'output, grado di complessità delle prestazioni e prezzi degli input pari ai rispettivi valori medi campionari. Essendo tali variabili esplicative espresse in logaritmo, nella derivazione delle elasticità dei costi per l'unità produttiva media i termini di secondo grado si annullano.

<sup>22</sup> È bene premettere che l'ordine di grandezza delle stime ottenute in qualche misura può risentire del fatto che nel modello FCS [1] non sono state incluse caratteristiche qualitative dell'output (es. tasso di mortalità effettiva rispetto al tasso atteso) e altri indicatori quantitativi complementari al numero di ricoveri effettuati (es. numero di prestazioni ambulatoriali), non essendo tali informazioni disponibili per gran parte delle strutture ospedaliere del campione.

<sup>23</sup> Per strutture di GRANDE dimensione  $RDS$  è ancora di molto superiore all'unità, variando da un valore prossimo a 2 per gradi di complessità dell'output bassi (peso medio DRG = 0,64) a 1,6 nel caso di ricoveri ad elevata gravità (peso medio DRG = 1,93).

Tabella 7. Rendimenti di scala per diversi livelli e gradi di complessità dell'output<sup>a</sup>

Dimensione produttiva <sup>c</sup>	Peso medio DRG <sup>b</sup>				
	Minimo	1° Quartile	Media	3° Quartile	Massimo
PICCOLA	2,98	2,58	2,50	2,44	2,16
MEDIA	2,44	2,16	2,11	2,07	1,86
GRANDE	2,06	1,86	1,82	1,78	1,63
MASSIMA	1,81	1,66	1,62	1,60	1,47

<sup>a</sup> Prezzi degli input fissi ai valori medi campionari.

<sup>b</sup> Peso medio DRG: minimo = 0,64; 1° quartile = 1,01; media = 1,12; 3° quartile = 1,21; massimo = 1,93.

<sup>c</sup> Per ciascuna classe dimensionale si è considerato il valore medio dei ricoveri riportato nella tabella 5. Il numero di ricoveri corrispondente alla dimensione massima è pari a 68.715.

In secondo luogo, dalla tabella 7 emerge la rilevanza della gravità media dei casi trattati (*case mix*) ai fini dell'organizzazione produttiva ottimale delle strutture ospedaliere. Per qualunque volume delle prestazioni erogate, l'ampiezza delle economie di scala tende infatti a ridursi al crescere della complessità del *case mix* dal livello minimo ( $GR = 0,64$ ) al livello massimo ( $GR = 1,93$ ); tale evidenza può essere sensatamente motivata da una probabile maggiore saturazione dei fattori produttivi (lavoro sanitario, farmaci, apparecchiature, posti-letto) che si verifica presso quelle strutture che trattano casi di gravità mediamente più elevata (es. centri di cardiologia ed oncologia).

Dal punto di vista delle politiche sanitarie, sembrerebbe quindi auspicabile procedere ad un accorpamento delle strutture ospedaliere esistenti, in modo particolare delle unità medio-piccole e contraddistinte da un *case mix* relativamente poco complesso, in modo da avvicinare la scala produttiva alla dimensione minima efficiente. Tale indicazione risulta peraltro in linea con le caratteristiche del "nuovo modello di ospedale" definito dal decreto del Ministero della Sanità del 12 dicembre 2000, che prevede come dimensione gestionale "ottimale" un numero di posti-letto compreso fra 400 e 650 (cfr. Rutella, 2005)<sup>24</sup>. Merita tuttavia evidenziare che il riassetto ipotizzato 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 istituzioni abbastanza complesse 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 - è opportuno esprimere un giudizio cauto sulla dimensione efficiente dei singoli ospedali valutata in base alle stime delle economie di scala riportate nella tabella 7. Non si devono infine trascurare 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 o nelle zone di montagna.

L'inclusione nel modello di un trend temporale ha reso possibile stimare il tasso di variazione dei costi nel periodo considerato imputabile a cambiamenti nella tecnologia in uso. Il valore stimato del parametro  $\lambda_{TR}$  (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 ovvia conseguenza la riduzione dei costi ma molto più probabilmente l'incremento della qualità dei servizi erogati (di cui non si è potuto tenere conto nella specificazione del modello FCS)<sup>25</sup>.

<sup>24</sup> Il numero medio di posti-letto per presidio offerti dalle strutture ospedaliere piemontesi che operano su piccola e media scala è attualmente pari a 182 e 238 rispettivamente, giustificando pertanto un aumento delle dimensioni operative di 2,2 e 1,7 volte al fine di raggiungere almeno la soglia minima di 400 posti-letto prevista dal decreto ministeriale citato.

<sup>25</sup> 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).

Le peculiarità del settore in esame permettono dunque di spiegare questa “anomalia” riscontrata a livello empirico.

### 3.4.2 Dinamica temporale dell'inefficienza

Data la condizione [2] assunta nel modello FCS di Battese e Coelli (1992), l'evoluzione nel tempo dell'inefficienza di costo dipende dalla stima del parametro  $\eta$ , che si è visto sopra essere significativamente diversa da zero (0,048), 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  $\eta$  positivi, le inefficienze diminuiscono e tendono progressivamente a convergere; al contrario, se  $\eta$  fosse negativo, esse crescerebbero nel tempo e la divergenza fra le diverse unità tenderebbe ad aumentare sempre di più.

La tabella 8 presenta la media e la deviazione standard dell'inefficienza di costo per ogni anno, unitamente ai valori corrispondenti al 1° e 3° quartile. Si evidenzia un'inefficienza media che decresce a ritmo sostenuto di anno in anno, passando dal 41% di sovra-costi nel 2000 al 32,5% nel 2004, con una riduzione di quasi 9 punti percentuali. Si noti anche la progressiva riduzione del valore della deviazione standard (da 0,248 a 0,192) e dello scarto fra 1° e 3° quartile (da 0,37 a 0,29), a conferma del fatto che le *performance* di costo delle varie strutture ospedaliere tendono ad avvicinarsi nel tempo.

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 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 “zone d'ombra” (si pensi p.e. alla programmazione *ex ante* dei volumi di produzione o al ripianamento *ex post* dei deficit), 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 (comune ad altre realtà regionali a partire dalla seconda metà degli anni Novanta), sia di meccanismi di remunerazione basati su pagamenti prospettici a prestazione sia di accordi contrattuali con la previsione di tetti di spesa che, almeno per quanto concerne AO e strutture private accreditate, hanno costretto gli erogatori dei servizi a confrontarsi con *hard budget constraints*.

Tabella 8. Dinamica dell'inefficienza di costo durante il periodo 2000-2004<sup>a</sup>

Anno	Media	Dev. St.	1° Quartile	3° Quartile
2000	0,410	0,248	0,239	0,607
2001	0,387	0,232	0,227	0,572
2002	0,365	0,218	0,215	0,539
2003	0,344	0,205	0,204	0,508
2004	0,325	0,192	0,194	0,480

<sup>a</sup> I valori riportati misurano la percentuale di sovra-costi rispetto ai livelli minimo di frontiera e sono stati calcolati come  $[\exp(u) - 1]$ .

Se si guarda all'entità dell'inefficienza, essa appare piuttosto elevata, con un eccesso medio di costi sull'intero campione pari a circa il 36% (cfr. tabella 6b). Sebbene tale valore risulti in linea con l'evidenza di uno studio precedente di tipo DEA condotto da Cellini *et al.* (2000) a livello nazionale<sup>26</sup>, due precisazioni si rendono tuttavia necessarie nell'interpretare queste stime. La prima concerne la specificazione del modello FCS [1], che - come è già stato sottolineato - non include indicatori relativi all'efficacia delle cure prestate, dando luogo a possibili sovra-stime dei livelli di inefficienza<sup>27</sup>. 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 qualora l'obiettivo perseguito non si limiti alla sola efficienza tecnica - ovvero all'utilizzo di ciascun input nelle giuste quantità - ma si estenda 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, osservando la distribuzione dell'inefficienza fra le unità produttive, emerge un'accentuata dispersione dei valori, con un forte divario tra i due estremi: ancora nell'anno finale, nonostante la dinamica decrescente e la progressiva convergenza fra le *performance* delle diverse strutture ospedaliere, il 25% delle osservazioni mostra livelli di inefficienza compresi tra il 2% (minimo) e il 19% (1° quartile), mentre un altro 25% esibisce sovracosti compresi tra il 48% (3° quartile) e l'80% (massimo). La marcata variabilità *cross-section* potrebbe essere indicativa della presenza di unità produttive *outliers*, di cui occorrerebbe tenere conto nell'ambito di un'analisi più disaggregata a livello di singolo presidio<sup>28</sup>. Si

<sup>26</sup> 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%.

<sup>27</sup> Sull'importanza di tale aspetto, si veda Zuckerman *et al.* (1994), Puig-Junoi (1998) e Cellini *et al.* (2000).

<sup>28</sup> 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 nella stima dei livelli di inefficienza. Nei recenti lavori di Greene (2004, 2005) è proposto un approccio per la stima di modelli di

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 consistente di strutture ospedaliere (pena la perdita di gradi di libertà), né di identificare e controllare con sufficiente precisione i fattori all'origine dei marcati divari rilevati tra le *performance* di costo; tuttavia, nel prossimo paragrafo verranno presentati i risultati di alcune analisi complementari condotte per verificare la robustezza delle stime dei parametri tecnologici e dell'inefficienza a fronte di modifiche introdotte nella specificazione del modello FCS [1] e di correzioni apportate alla base dati. In un lavoro futuro, meriterebbe inoltre approfondire lo studio delle differenze osservate fra strutture produttive e anni diversi andando ad indagare sulle variabili esplicative dell'inefficienza. Le metodologie di frontiera stocastica proposte, fra gli altri, 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 (p.e. il numero di presidi gestiti o il grado di rischiosità medio dei pazienti), aspetti di concorrenza e regolamentazione (p.e. il numero di strutture private operanti in aree limitrofe, i meccanismi di remunerazione - di fatto ancora diversi per ASL e AO in Piemonte) e caratteristiche socio-demografiche (p.e. la percentuale di soggetti anziani e il reddito medio pro-capite della popolazione servita)<sup>29</sup>.

### 3.4.3 Analisi di robustezza

In questo paragrafo finale vengono brevemente discussi i risultati di alcuni test di controllo effettuati per valutare la robustezza dell'evidenza empirica ottenuta con il modello

frontiera stocastica con dati *panel* (del tipo *fixed-effects* e *random-effects*) che consente di distinguere l'eterogeneità latente dall'inefficienza, con un'interessante applicazione ai servizi sanitari nazionali che utilizza una banca dati a cura dell'Organizzazione Mondiale della Sanità.

<sup>29</sup> Al riguardo si vedano, tra gli altri, i recenti studi di Puig-Junoi (1998), Cellini *et al.* (2000) e Barbetta e Turati (2001).

FCS BASE, con riferimento in particolare ai parametri tecnologici (rendimenti di scala ed effetti del progresso tecnico) e alla valutazione dell'inefficienza di costo.

Un primo gruppo di analisi ha riguardato l'estensione del modello FCS BASE, in modo da considerare alcuni fattori di eterogeneità presenti nel campione attraverso l'inserimento di *dummies*: 1]  $D_{AO}$  (FCS ESTESA 1), per controllare la particolarità delle strutture ospedaliere AO (prestazioni ad alta specializzazione) rispetto alle ASL (assistenza di base); 2]  $D_{URB}$  (FCS ESTESA 2), che assume valore uno per le strutture localizzate nell'area urbana di Torino, per catturare possibili impatti sui costi derivanti da una maggiore concentrazione dei pazienti; 3] due variabili,  $D_{MEDIA}$  e  $D_{GRANDE}$  (FCS ESTESA 3), per tenere conto di specificità legate alla scala produttiva, media e grande rispettivamente. I risultati della stima dei tre modelli estesi sono riportati nelle colonne 3-5 delle tabelle 6a e 6b. Da essi emerge una sostanziale stabilità, sia per quanto riguarda il valore dei parametri della frontiera di costo (in particolare la stima dei coefficienti del primo ordine per  $Y$ ,  $GR$ ,  $P_K$ ,  $P_{LS}$ ,  $P_{LNS}$ ,  $TREND$ ), sia in relazione all'analisi dell'inefficienza produttiva (in particolare la stima di  $\eta$  e  $\gamma$  e le statistiche descrittive di  $IC$ ); inoltre, nessuna delle variabili *dummy* aggiunte al modello FCS BASE sembra avere un impatto sui costi statisticamente significativo. È giustificato pertanto affermare che i risultati sulle proprietà tecnologiche e sulle performance di efficienza presentati nei precedenti paragrafi non sono sensibili alla presenza di effetti associati a specificità delle AO, alla localizzazione territoriale e alla dimensione produttiva.

Dal momento che la letteratura empirica ha evidenziato la possibile inadeguatezza di un modello di funzione di costo totale per stilizzare il comportamento produttivo delle strutture ospedaliere su un orizzonte di breve periodo (cfr. p.e. Aletras, 1999)<sup>30</sup>, si è proceduto alla

<sup>30</sup> L'ipotesi è che gli ospedali non siano in grado nel breve periodo di utilizzare tutti i fattori produttivi al livello ottimale implicato dalla minimizzazione del costo totale di produzione; in particolare, è ragionevole assumere che essi possano aggiustare abbastanza rapidamente le quantità relative agli input variabili (es. personale e farmaci), mentre incontrano dei vincoli per quanto riguarda l'ottimizzazione della capacità produttiva

stima di una funzione di costo variabile, in cui compaiono i prezzi dei fattori lavoro ( $P_{LS}$  e  $P_{LNS}$ ) e farmaci ( $P_F$ ) mentre il capitale ( $K$ , misurato dal numero di posti-letto) è inserito come quantità fisica con il ruolo di input fisso<sup>31</sup>, con l'obiettivo di verificare le eventuali divergenze nella valutazione dei rendimenti di scala, dell'impatto del progresso tecnico e dell'inefficienza produttiva. Le stime confermano l'evidenza ottenuta con la specificazione FCS [1], con una stima praticamente identica delle economie di scala di lungo periodo per l'impresa media (2,082)<sup>32</sup> e valori di poco superiori per il parametro associato al trend temporale ( $\lambda_{TR} = 0,037$ ) e per l'inefficienza media (41%)<sup>33</sup>.

Come ultima analisi di robustezza si è cercato di verificare la sensitività dei risultati a correzioni apportate alla base dati, nel tentativo di eliminare eventuali osservazioni anomale (*jackknifing*) e di affinare ulteriormente le informazioni contabili per rendere maggiormente omogenee le strutture di costo di AO e ASL per quanto attiene alla produzione dei servizi ospedalieri. Con riferimento al primo obiettivo, sono stati calcolati alcuni indicatori relativi all'impiego dei fattori capitale e lavoro, che hanno permesso di evidenziare 7 osservazioni per le quali il rapporto tra personale (sanitario e non sanitario) e posti-letto è risultato di molto superiore ai valori medi del

potenziale (definita dal numero di posti-letto), che rappresenta un tipico input fisso nel breve periodo.

<sup>31</sup> In conseguenza di questa specificazione della funzione di costo (variabile), il valore degli ammortamenti è stato escluso dalla definizione della variabile dipendente del modello,  $COO$ , che risulta quindi essere la somma dei costi relativi ai soli input variabili (lavoro e farmaci).

<sup>32</sup> I rendimenti di scala di lungo periodo in un modello di funzione di costo variabile possono essere calcolati utilizzando l'espressione elaborata da Caves *et al.* (1981):  $(1 - \varepsilon_K)/\varepsilon_Y$ , dove  $\varepsilon_K$  e  $\varepsilon_Y$  rappresentano l'elasticità dei costi variabili rispetto all'input fisso ( $K$ ) e rispetto all'output ( $Y$ ). Per l'impresa media  $\varepsilon_K = \beta_K = 0,427$  e  $\varepsilon_Y = \beta_Y = 0,275$ , da cui segue il valore di  $RDS$  riportato. I risultati completi della stima del modello di funzione di costo variabile sono disponibili su richiesta.

<sup>33</sup> I valori delle altre statistiche descrittive – deviazione standard (0,208), minimo (2%) e massimo (98%) – non sono molto diversi da quelli riportati nella tabella 6b, come pure le stime dei parametri  $\eta = 0,023$  e  $\gamma = 0,966$ . Si noti anche che la misura dell'inefficienza qui fa riferimento ai soli costi variabili, rispetto ai quali può emergere una maggiore difficoltà nel perseguire l'obiettivo di minimizzazione a causa del vincolo imposto dalla presenza di un input fisso.

campione; si è proceduto pertanto ad una nuova stima del modello FCS BASE utilizzando solo 138 osservazioni. Al fine di appianare le disomogeneità residue tra i dati di costo di AO e ASL, derivanti dal fatto che l'attività principale delle prime consiste nella fornitura di servizi ospedalieri mentre le seconde svolgono una molteplicità di ruoli in campo sanitario, si è provato poi a correggere le informazioni relative alle ASL in modo da attribuire a COO soltanto le quote di costo del personale (80%) e di costo del capitale (75%) che in media sono assorbite dai servizi ospedalieri<sup>34</sup>. Ancora una volta, l'evidenza ottenuta con le due nuove stime porta a valutazioni in linea con i risultati del modello iniziale per quanto concerne le caratteristiche tecnologiche e le *performance* in termini di efficienza<sup>35</sup>.

#### 4. 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 si sottopone a verifica empirica tale 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 della inefficienza 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. Questi due risultati appaiono robusti a perturbazioni del modello base (ottenute attraverso l'inclusione di variabili *dummy* per controllare le differenze fra servizi ospedalieri di ASL e AO, fra ospedali urbani e non, fra ospedali di diversa dimensione), a modifiche della definizione dei costi operativi delle ASL per tener conto della loro attività composita, all'esclusione dal campione di osservazioni anomale. Per quanto riguarda il primo aspetto, le stime delle economie di scala risultano particolarmente elevate per le strutture ospedaliere di più piccola dimensione e tendono a ridursi progressivamente passando a volumi di produzione maggiori, pur rimanendo comunque di entità significativa. Inoltre, mantenendo costante il volume delle prestazioni erogate, l'ampiezza delle economie di scala tende a ridursi al crescere della complessità della *case mix*, suggerendo una probabile maggiore saturazione dei fattori produttivi nelle strutture che trattano casi mediamente più complessi. Per quanto riguarda il secondo aspetto, le inefficienze tendono a ridursi nel tempo, suggerendo un possibile effetto "disciplinante" generato dalle riforme introdotte durante gli anni Novanta, che hanno reso più evidente agli operatori della sanità l'importanza dei vincoli di tipo economico anche nell'attività di produzione di servizi ospedalieri. Permangono peraltro differenze *cross-section* significative che rendono evidente la necessità di indagare a fondo sulle cause profonde dell'inefficienza.

<sup>34</sup> Le percentuali sono suggerite nella Relazione Generale sulla Situazione Economica del Paese per il 1995, vol. II, tab. SA. 2 per la stima della spesa ospedaliera pubblica. Per quanto riguarda il costo dei farmaci, è stata attribuita a COO l'intera voce di spesa.

<sup>35</sup> I valori dei parametri associati a *Y*, *GR* e *TREND* sono pari rispettivamente a 0,472 (*RDS* = 2,120 per l'impresa media), 0,462 e 0,029 per la stima con *jackknifing* e a 0,524 (*RDS* = 1,909 per l'impresa media), 0,469 e 0,034 per la stima con le sole quote di costo delle ASL imputabili ai servizi ospedalieri. L'inefficienza media è intorno al 41% (dev. st. = 0,256) nel primo caso e al 37% (dev. st. = 0,204) nel secondo.

## BIBLIOGRAFIA

- Aletras V. H. (1999), "A Comparison of Hospital Scale Effects in Short-run and Long-run Cost Functions", *Health Economics*, 8, 521-530.
- 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. e 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. J. (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. e Coelli T. J. (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Battese G. E., Coelli T. J. e Prasada Rao D. S. (1998), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Press.
- Baumol W. J., Panzar J. C. e Willig R. D. (1982), *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- 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.
- Caves D.W., Christensen L.R., e Swanson J.A. (1981), "Productivity Growth, Scale Economies and Capacity Utilization in U.S. Railroads", *American Economic Review*, 71, pp. 994-1002.
- 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. J. (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, No. 98/06.
- Fabrizi D. (2000), "Riforma sanitaria e produzione ospedaliera", *Politica Economica*, 1, 132-164.
- Fabrizi D. (2003), "L'efficienza tecnica e di scala degli ospedali pubblici in Italia", in *L'efficienza dei servizi pubblici*, Banca d'Italia, Luglio 2003.
- 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. (2003), *I sistemi tariffari per le prestazioni di assistenza ospedaliera. Un esame della normativa nazionale e regionale in vigore*, Analisi del 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. (2005), Le politiche di riforma organizzativa ed istituzionale nel sistema ospedaliero italiano, in Guccio C., Pignataro



- G., Rizzo I. (a cura di), *Finanziamento e valutazione dei servizi ospedalieri*, Franco Angeli, Milano.
- Guccio C. e Pignataro G. (2002), "Determinanti dell'efficienza organizzativa dell'attività ospedaliera tra le regioni italiane e livelli essenziali di assistenza", in *Atti della XIV Conferenza della Società Italiana di Economia Pubblica (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<sup>th</sup> 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, No. 9501.
- Jondrow J., Lovell K. C. A., Materov I. e 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.
- Linna M. (1998) "Measuring Hospital Cost Efficiency with Panel Data Models", *Health Economics*, 7, 415-427.
- Mangano A. e Spampinato G. C. (2005), Relazioni contrattuali in ambito ospedaliero: alcune esperienze regionali a confronto, in Guccio C., Pignataro G., Rizzo I. (a cura di), *Finanziamento e valutazione dei servizi ospedalieri*, Franco Angeli, Milano.
- Mapelli V. (1999), *Il sistema sanitario italiano*, Il Mulino, Bologna.
- Mazzei L. (a cura di) (2005), *I sistemi tariffari per le prestazioni di assistenza ospedaliera. Un esame della normativa nazionale e regionale. Primo aggiornamento*, Analisi del Centro Studi Assobiomedica, n. 9.
- 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.
- Rutella V. (2005), "Il project financing nel settore ospedaliero", *Politiche Sanitarie*, 6(1), Gennaio-Marzo, 12-22.
- Valdmanis V. (1990), "Ownership and Technical Efficiency of Hospitals", *Medical Care*, 6, 552-561.
- Vitaliano D. e Toren M. (1994), "Cost and Efficiency in Nursing Homes: A Stochastic Frontier Approach", *Journal of Health Economics*, 13, 281-299.
- Wang H.-J. (2002), "Heteroscedasticity and Non-monotonic Efficiency Effects of a Stochastic Frontier Model", *Journal of Productivity Analysis*, 18, 241-253.
- Zamprogna L. (1977), "Il controllo dell'efficienza nelle organizzazioni non a scopo di lucro. Un caso ospedaliero", *L'impresa*, Fascicolo 2199.
- Zuckerman S., Hadley J. e Iezzoni L. (1994), "Measuring Hospital Efficiency with Frontier Cost Function", *Journal of Health Economics*, 13, 255-280.

## WORKING PAPER SERIES (2005-1993)

### 2005

- 1/05 *Gli approcci biologici nell'economia dell'innovazione*, by Mario Coccia
- 2/05 *Sistema informativo sulle strutture operanti nel settore delle biotecnologie in Italia*, by Edoardo Lorenzetti, Francesco Lutman, Mauro Mallone
- 3/05 *Analysis of the Resource Concentration on Size and Research Performance. The Case of Italian National Research Council over the Period 2000-2004*, by Mario Coccia and Secondo Rolfo
- 4/05 *Le risorse pubbliche per la ricerca scientifica e lo sviluppo sperimentale nel 2002*, by Anna Maria Scarda
- 5/05 *La customer satisfaction dell'URP del Cnr. I casi Lazio, Piemonte e Sicilia*, by Gian Franco Corio
- 6/05 *La comunicazione integrata tra uffici per le relazioni con il pubblico della Pubblica Amministrazione*, by Gian Franco Corio
- 7/05 *Un'analisi teorica sul marketing territoriale. Presentazione di un caso studio. Il "consorzio per la tutela dell'Asti"*, by Maria Marenga
- 8/05 *Una proposta di marketing territoriale: una possibile griglia di analisi delle risorse*, by Gian Franco Corio
- 9/05 *Analisi e valutazione delle performance economico-tecnologiche di diversi paesi e situazione italiana*, by Mario Coccia and Mario Taretto
- 10/05 *The patenting regime in the Italian public research system: what motivates public inventors to patent*, by Bianca Poti and Emanuela Reale
- 11/05 *Changing patterns in the steering of the University in Italy: funding rules and doctoral programmes*, by Bianca Poti and Emanuela Reale
- 12/05 *Una "discussione in rete" con Stanley Wilder*, by Carla Basili
- 13/05 *New Tools for the Governance of the Academic Research in Italy: the Role of Research Evaluation*, by Bianca Poti and Emanuela Reale
- 14/05 *Product Differentiation, Industry Concentration and Market Share Turbulence*, by Catherine Matraves, Laura Rondi
- 15/05 *Riforme del Servizio Sanitario Nazionale e dinamica dell'efficienza ospedaliera in Piemonte*, by Chiara Canta, Massimiliano Piacenza, Gilberto Turati
- 16/05 *SERIE SPECIALE IN COLLABORAZIONE CON HERMES: Struttura di costo e rendimenti di scala nelle imprese di trasporto pubblico locale di medie-grandi dimensioni*, by Carlo Cambini, Ivana Paniccia, Massimiliano Piacenza, Davide Vannoni
- 17/05 *Ricerc@.it - Sistema informativo su istituzioni, enti e strutture di ricerca in Italia*, by Edoardo Lorenzetti, Alberto Paparello

### 2004

- 1/04 *Le origini dell'economia dell'innovazione: il contributo di Rae*, by Mario Coccia
- 2/04 *Liberalizzazione e integrazione verticale delle utility elettriche: evidenza empirica da un campione italiano di imprese pubbliche locali*, by Massimiliano Piacenza and Elena Beccio
- 3/04 *Uno studio sull'innovazione nell'industria chimica*, by Anna Ceci, Mario De Marchi, Maurizio Rocchi
- 4/04 *Labour market rigidity and firms' R&D strategies*, by Mario De Marchi and Maurizio Rocchi
- 5/04 *Analisi della tecnologia e approcci alla sua misurazione*, by Mario Coccia
- 6/04 *Analisi delle strutture pubbliche di ricerca scientifica: tassonomia e comportamento strategico*, by Mario Coccia
- 7/04 *Ricerca teorica vs. ricerca applicata. Un'analisi relativa al Cnr*, by Mario Coccia and Secondo Rolfo
- 8/04 *Considerazioni teoriche sulla diffusione delle innovazioni nei distretti industriali: il caso delle ICT*, by Arianna Miglietta
- 9/04 *Le politiche industriali regionali nel Regno Unito*, by Elisa Salvador
- 10/04 *Going public to grow? Evidence from a panel of Italian firms*, by Robert E. Carpenter and L. Rondi
- 11/04 *What Drives Market Prices in the Wine Industry? Estimation of a Hedonic Model for Italian Premium Wine*, by Luigi Benfratello, Massimiliano Piacenza and Stefano Sacchetto
- 12/04 *Brief notes on the policies for science-based firms*, by Mario De Marchi, Maurizio Rocchi
- 13/04 *Countrymetrics e valutazione della performance economica dei paesi: un approccio sistemico*, by Mario Coccia
- 14/04 *Analisi del rischio paese e sistemazione tassonomica*, by Mario Coccia
- 15/04 *Organizing the Offices for Technology Transfer*, by Chiara Franzoni
- 16/04 *Le relazioni tra ricerca pubblica e industria in Italia*, by Secondo Rolfo

- 17/04 *Modelli di analisi e previsione del rischio di insolvenza: una prospettiva delle metodologie applicate*, by Nadia D'Annunzio e Greta Falavigna
- 18/04 *SERIE SPECIALE: Lo stato di salute del sistema industriale piemontese: analisi economico-finanziaria delle imprese piemontesi*, Terzo Rapporto 1999-2002, by Giuseppe Calabrese, Fabrizio Erbetta, Federico Bruno Rolle
- 19/04 *SERIE SPECIALE: Osservatorio sulla dinamica economico-finanziaria delle imprese della filiera del tessile e dell'abbigliamento in Piemonte*, Primo rapporto 1999-2002, by Giuseppe Calabrese, Fabrizio Erbetta, Federico Bruno Rolle
- 20/04 *SERIE SPECIALE: Osservatorio sulla dinamica economico-finanziaria delle imprese della filiera dell'auto in Piemonte*, Secondo Rapporto 1999-2002, by Giuseppe Calabrese, Fabrizio Erbetta, Federico Bruno Rolle

## 2003

- 1/03 *Models for Measuring the Research Performance and Management of the Public Labs*, by Mario Coccia, March
- 2/03 *An Approach to the Measurement of Technological Change Based on the Intensity of Innovation*, by Mario Coccia, April
- 3/03 *Verso una patente europea dell'informazione: il progetto EnIL*, by Carla Basili, June
- 4/03 *Scala della magnitudo innovativa per misurare l'attrazione spaziale del trasferimento tecnologico*, by Mario Coccia, June
- 5/03 *Mappe cognitive per analizzare i processi di creazione e diffusione della conoscenza negli Istituti di ricerca*, by Emanuele Cadario, July
- 6/03 *Il servizio postale: caratteristiche di mercato e possibilità di liberalizzazione*, by Daniela Boetti, July
- 7/03 *Donne-scienza-tecnologia: analisi di un caso di studio*, by Anita Calcatelli, Mario Coccia, Katia Ferraris and Ivana Tagliafico, July
- 8/03 *SERIE SPECIALE. OSSERVATORIO SULLE PICCOLE IMPRESE INNOVATIVE TRIESTE. Imprese innovative in Friuli Venezia Giulia: un esperimento di analisi congiunta*, by Lucia Rotaris, July
- 9/03 *Regional Industrial Policies in Germany*, by Helmut Karl, Antje Möller and Rüdiger Wink, July
- 10/03 *SERIE SPECIALE. OSSERVATORIO SULLE PICCOLE IMPRESE INNOVATIVE TRIESTE. L'innovazione nelle new technology-based firms in Friuli-Venezia Giulia*, by Paola Guerra, October
- 11/03 *SERIE SPECIALE. Lo stato di salute del sistema industriale piemontese: analisi economico-finanziaria delle imprese piemontesi*, Secondo Rapporto 1998-2001, December
- 12/03 *SERIE SPECIALE. Osservatorio sulla dinamica economico-finanziaria delle imprese della meccanica specializzata in Piemonte*, Primo Rapporto 1998-2001, December
- 13/03 *SERIE SPECIALE. Osservatorio sulla dinamica economico-finanziaria delle imprese delle bevande in Piemonte*, Primo Rapporto 1998-2001, December

## 2002

- 1/02 *La valutazione dell'intensità del cambiamento tecnologico: la scala Mercalli per le innovazioni*, by Mario Coccia, January
- 2/02 *SERIE SPECIALE IN COLLABORAZIONE CON HERMES. Regulatory constraints and cost efficiency of the Italian public transit systems: an exploratory stochastic frontier model*, by Massimiliano Piacenza, March
- 3/02 *Aspetti gestionali e analisi dell'efficienza nel settore della distribuzione del gas*, by Giovanni Fraquelli and Fabrizio Erbetta, March
- 4/02 *Dinamica e comportamento spaziale del trasferimento tecnologico*, by Mario Coccia, April
- 5/02 *Dimensione organizzativa e performance della ricerca: l'analisi del Consiglio Nazionale delle Ricerche*, by Mario Coccia and Secondo Rolfo, April
- 6/02 *Analisi di un sistema innovativo regionale e implicazioni di policy nel processo di trasferimento tecnologico*, by Monica Cariola and Mario Coccia, April
- 7/02 *Analisi psico-economica di un'organizzazione scientifica e implicazioni di management: l'Istituto Elettrotecnico Nazionale "G. Ferraris"*, by Mario Coccia and Alessandra Monticone, April
- 8/02 *Firm Diversification in the European Union. New Insights on Return to Core Business and Relatedness*, by Laura Rondi and Davide Vannoni, May
- 9/02 *Le nuove tecnologie di informazione e comunicazione nelle PMI: un'analisi sulla diffusione dei siti internet nel distretto di Biella*, by Simona Salinari, June
- 10/02 *La valutazione della soddisfazione di operatori di aziende sanitarie*, by Gian Franco Corio, November
- 11/02 *Analisi del processo innovativo nelle PMI italiane*, by Giuseppe Calabrese, Mario Coccia and Secondo Rolfo, November

- 12/02 *Metrics della Performance dei laboratori pubblici di ricerca e comportamento strategico*, by Mario Coccia, September
- 13/02 *Technometrics basata sull'impatto economico del cambiamento tecnologico*, by Mario Coccia, November

## 2001

- 1/01 *Competitività e divari di efficienza nell'industria italiana*, by Giovanni Fraquelli, Piercarlo Frigero and Fulvio Sugliano, January
- 2/01 *Waste water purification in Italy: costs and structure of the technology*, by Giovanni Fraquelli and Roberto Giandrone, January
- 3/01 SERIE SPECIALE IN COLLABORAZIONE CON HERMES. *Il trasporto pubblico locale in Italia: variabili esplicative dei divari di costo tra le imprese*, by Giovanni Fraquelli, Massimiliano Piacenza and Graziano Abrate, February
- 4/01 *Relatedness, Coherence, and Coherence Dynamics: Empirical Evidence from Italian Manufacturing*, by Stefano Valvano and Davide Vannoni, February
- 5/01 *Il nuovo panel Ceris su dati di impresa 1977-1997*, by Luigi Benfratello, Diego Margon, Laura Rondi, Alessandro Sembenelli, Davide Vannoni, Silvana Zelli, Maria Zittino, October
- 6/01 *SMEs and innovation: the role of the industrial policy in Italy*, by Giuseppe Calabrese and Secondo Rolfo, May
- 7/01 *Le martingale: aspetti teorici ed applicativi*, by Fabrizio Erbetta and Luca Agnello, September
- 8/01 *Prime valutazioni qualitative sulle politiche per la R&S in alcune regioni italiane*, by Elisa Salvador, October
- 9/01 *Accords technology transfer-based: théorie et méthodologie d'analyse du processus*, by Mario Coccia, October
- 10/01 *Trasferimento tecnologico: indicatori spaziali*, by Mario Coccia, November
- 11/01 *Does the run-up of privatisation work as an effective incentive mechanism? Preliminary findings from a sample of Italian firms*, by Fabrizio Erbetta, October
- 12/01 SERIE SPECIALE IN COLLABORAZIONE CON HERMES. *Costs and Technology of Public Transit Systems in Italy: Some Insights to Face Inefficiency*, by Giovanni Fraquelli, Massimiliano Piacenza and Graziano Abrate, October
- 13/01 *Le NTBFs a Sophia Antipolis, analisi di un campione di imprese*, by Alessandra Ressico, December

## 2000

- 1/00 *Trasferimento tecnologico: analisi spaziale*, by Mario Coccia, March
- 2/00 *Poli produttivi e sviluppo locale: una indagine sulle tecnologie alimentari nel mezzogiorno*, by Francesco G. Leone, March
- 3/00 *La mission del top management di aziende sanitarie*, by Gian Franco Corio, March
- 4/00 *La percezione dei fattori di qualità in Istituti di ricerca: una prima elaborazione del caso Piemonte*, by Gian Franco Corio, March
- 5/00 *Una metodologia per misurare la performance endogena nelle strutture di R&S*, by Mario Coccia, April
- 6/00 *Soddisfazione, coinvolgimento lavorativo e performance della ricerca*, by Mario Coccia, May
- 7/00 *Foreign Direct Investment and Trade in the EU: Are They Complementary or Substitute in Business Cycles Fluctuations?*, by Giovanna Segre, April
- 8/00 *L'attesa della privatizzazione: una minaccia credibile per il manager?*, by Giovanni Fraquelli, May
- 9/00 *Gli effetti occupazionali dell'innovazione. Verifica su un campione di imprese manifatturiere italiane*, by Marina Di Giacomo, May
- 10/00 *Investment, Cash Flow and Managerial Discretion in State-owned Firms. Evidence Across Soft and Hard Budget Constraints*, by Elisabetta Bertero and Laura Rondi, June
- 11/00 *Effetti delle fusioni e acquisizioni: una rassegna critica dell'evidenza empirica*, by Luigi Benfratello, June
- 12/00 *Identità e immagine organizzativa negli Istituti CNR del Piemonte*, by Paolo Enria, August
- 13/00 *Multinational Firms in Italy: Trends in the Manufacturing Sector*, by Giovanna Segre, September
- 14/00 *Italian Corporate Governance, Investment, and Finance*, by Robert E. Carpenter and Laura Rondi, October
- 15/00 *Multinational Strategies and Outward-Processing Trade between Italy and the CEECs: The Case of Textile-Clothing*, by Giovanni Balcet and Giampaolo Vitali, December
- 16/00 *The Public Transit Systems in Italy: A Critical Analysis of the Regulatory Framework*, by Massimiliano Piacenza, December

## 1999

- 1/99 *La valutazione delle politiche locali per l'innovazione: il caso dei Centri Servizi in Italia*, by Monica Cariola and Secondo Rolfo, January

- 2/99 *Trasferimento tecnologico ed autofinanziamento: il caso degli Istituti Cnr in Piemonte*, by Mario Coccia, March
- 3/99 *Empirical studies of vertical integration: the transaction cost orthodoxy*, by Davide Vannoni, March
- 4/99 *Developing innovation in small-medium suppliers: evidence from the Italian car industry*, by Giuseppe Calabrese, April
- 5/99 *Privatization in Italy: an analysis of factors productivity and technical efficiency*, by Giovanni Fraquelli and Fabrizio Erbetta, March
- 6/99 *New Technology Based-Firms in Italia: analisi di un campione di imprese triestine*, by Anna Maria Gimigliano, April
- 7/99 *Trasferimento tacito della conoscenza: gli Istituti CNR dell'Area di Ricerca di Torino*, by Mario Coccia, May
- 8/99 *Struttura ed evoluzione di un distretto industriale piemontese: la produzione di casalinghi nel Cusio*, by Alessandra Ressico, June
- 9/99 *Analisi sistemica della performance nelle strutture di ricerca*, by Mario Coccia, September
- 10/99 *The entry mode choice of EU leading companies (1987-1997)*, by Giampaolo Vitali, November
- 11/99 *Esperimenti di trasferimento tecnologico alle piccole e medie imprese nella Regione Piemonte*, by Mario Coccia, November
- 12/99 *A mathematical model for performance evaluation in the R&D laboratories: theory and application in Italy*, by Mario Coccia, November
- 13/99 *Trasferimento tecnologico: analisi dei fruitori*, by Mario Coccia, December
- 14/99 *Beyond profitability: effects of acquisitions on technical efficiency and productivity in the Italian pasta industry*, by Luigi Benfratello, December
- 15/99 *Determinanti ed effetti delle fusioni e acquisizioni: un'analisi sulla base delle notifiche alle autorità antitrust*, by Luigi Benfratello, December

## 1998

- 1/98 *Alcune riflessioni preliminari sul mercato degli strumenti multimediali*, by Paolo Vaglio, January
- 2/98 *Before and after privatization: a comparison between competitive firms*, by Giovanni Fraquelli and Paola Fabbri, January
- 3/98 **Not available**
- 4/98 *Le importazioni come incentivo alla concorrenza: l'evidenza empirica internazionale e il caso del mercato unico europeo*, by Anna Bottasso, May
- 5/98 *SEM and the changing structure of EU Manufacturing, 1987-1993*, by Stephen Davies, Laura Rondi and Alessandro Sembenelli, November
- 6/98 *The diversified firm: non formal theories versus formal models*, by Davide Vannoni, December
- 7/98 *Managerial discretion and investment decisions of state-owned firms: evidence from a panel of Italian companies*, by Elisabetta Bertero and Laura Rondi, December
- 8/98 *La valutazione della R&S in Italia: rassegna delle esperienze del C.N.R. e proposta di un approccio alternativo*, by Domiziano Boschi, December
- 9/98 *Multidimensional Performance in Telecommunications, Regulation and Competition: Analysing the European Major Players*, by Giovanni Fraquelli and Davide Vannoni, December

## 1997

- 1/97 *Multinationality, diversification and firm size. An empirical analysis of Europe's leading firms*, by Stephen Davies, Laura Rondi and Alessandro Sembenelli, January
- 2/97 *Qualità totale e organizzazione del lavoro nelle aziende sanitarie*, by Gian Franco Corio, January
- 3/97 *Reorganising the product and process development in Fiat Auto*, by Giuseppe Calabrese, February
- 4/97 *Buyer-supplier best practices in product development: evidence from car industry*, by Giuseppe Calabrese, April
- 5/97 *L'innovazione nei distretti industriali. Una rassegna ragionata della letteratura*, by Elena Ragazzi, April
- 6/97 *The impact of financing constraints on markups: theory and evidence from Italian firm level data*, by Anna Bottasso, Marzio Galeotti and Alessandro Sembenelli, April
- 7/97 *Capacità competitiva e evoluzione strutturale dei settori di specializzazione: il caso delle macchine per confezionamento e imballaggio*, by Secondo Rolfo, Paolo Vaglio, April
- 8/97 *Tecnologia e produttività delle aziende elettriche municipalizzate*, by Giovanni Fraquelli and Piercarlo Frigero, April
- 9/97 *La normativa nazionale e regionale per l'innovazione e la qualità nelle piccole e medie imprese: leggi, risorse, risultati e nuovi strumenti*, by Giuseppe Calabrese, June

- 10/97 *European integration and leading firms' entry and exit strategies*, by Steve Davies, Laura Rondi and Alessandro Sembenelli, April
- 11/97 *Does debt discipline state-owned firms? Evidence from a panel of Italian firms*, by Elisabetta Bertero and Laura Rondi, July
- 12/97 *Distretti industriali e innovazione: i limiti dei sistemi tecnologici locali*, by Secondo Rolfo and Giampaolo Vitali, July
- 13/97 *Costs, technology and ownership form of natural gas distribution in Italy*, by Giovanni Fraquelli and Roberto Giandrone, July
- 14/97 *Costs and structure of technology in the Italian water industry*, by Paola Fabbri and Giovanni Fraquelli, July
- 15/97 *Aspetti e misure della customer satisfaction/dissatisfaction*, by Maria Teresa Morana, July
- 16/97 *La qualità nei servizi pubblici: limiti della normativa UNI EN 29000 nel settore sanitario*, by Efisio Ibba, July
- 17/97 *Investimenti, fattori finanziari e ciclo economico*, by Laura Rondi and Alessandro Sembenelli, rivisto sett. 1998
- 18/97 *Strategie di crescita esterna delle imprese leader in Europa: risultati preliminari dell'utilizzo del data-base Ceris "100 top EU firms' acquisition/divestment database 1987-1993"*, by Giampaolo Vitali and Marco Orecchia, December
- 19/97 *Struttura e attività dei Centri Servizi all'innovazione: vantaggi e limiti dell'esperienza italiana*, by Monica Cariola, December
- 20/97 *Il comportamento ciclico dei margini di profitto in presenza di mercati del capitale meno che perfetti: un'analisi empirica su dati di impresa in Italia*, by Anna Bottasso, December

## 1996

- 1/96 *Aspetti e misure della produttività. Un'analisi statistica su tre aziende elettriche europee*, by Donatella Cangialosi, February
- 2/96 *L'analisi e la valutazione della soddisfazione degli utenti interni: un'applicazione nell'ambito dei servizi sanitari*, by Maria Teresa Morana, February
- 3/96 *La funzione di costo nel servizio idrico. Un contributo al dibattito sul metodo normalizzato per la determinazione della tariffa del servizio idrico integrato*, by Giovanni Fraquelli and Paola Fabbri, February
- 4/96 *Coerenza d'impresa e diversificazione settoriale: un'applicazione alle società leaders nell'industria manifatturiera europea*, by Marco Orecchia, February
- 5/96 *Privatizzazioni: meccanismi di collocamento e assetti proprietari. Il caso STET*, by Paola Fabbri, February
- 6/96 *I nuovi scenari competitivi nell'industria delle telecomunicazioni: le principali esperienze internazionali*, by Paola Fabbri, February
- 7/96 *Accordi, joint-venture e investimenti diretti dell'industria italiana nella CSI: Un'analisi qualitativa*, by Chiara Monti and Giampaolo Vitali, February
- 8/96 *Verso la riconversione di settori utilizzatori di amianto. Risultati di un'indagine sul campo*, by Marisa Gerbi Sethi, Salvatore Marino and Maria Zittino, February
- 9/96 *Innovazione tecnologica e competitività internazionale: quale futuro per i distretti e le economie locali*, by Secondo Rolfo, March
- 10/96 *Dati disaggregati e analisi della struttura industriale: la matrice europea delle quote di mercato*, by Laura Rondi, March
- 11/96 *Le decisioni di entrata e di uscita: evidenze empiriche sui maggiori gruppi italiani*, by Alessandro Sembenelli and Davide Vannoni, April
- 12/96 *Le direttrici della diversificazione nella grande industria italiana*, by Davide Vannoni, April
- 13/96 *R&S cooperativa e non-cooperativa in un duopolio misto con spillovers*, by Marco Orecchia, May
- 14/96 *Unità di studio sulle strategie di crescita esterna delle imprese italiane*, by Giampaolo Vitali and Maria Zittino, July. **Not available**
- 15/96 *Uno strumento di politica per l'innovazione: la prospezione tecnologica*, by Secondo Rolfo, September
- 16/96 *L'introduzione della Qualità Totale in aziende ospedaliere: aspettative ed opinioni del middle management*, by Gian Franco Corio, September
- 17/96 *Shareholders' voting power and block transaction premia: an empirical analysis of Italian listed companies*, by Giovanna Nicodano and Alessandro Sembenelli, November
- 18/96 *La valutazione dell'impatto delle politiche tecnologiche: un'analisi classificatoria e una rassegna di alcune esperienze europee*, by Domiziano Boschi, November
- 19/96 *L'industria orafa italiana: lo sviluppo del settore punta sulle esportazioni*, by Anna Maria Gaibisso and Elena Ragazzi, November

- 20/96 *La centralità dell'innovazione nell'intervento pubblico nazionale e regionale in Germania*, by Secondo Rolfo, December
- 21/96 *Ricerca, innovazione e mercato: la nuova politica del Regno Unito*, by Secondo Rolfo, December
- 22/96 *Politiche per l'innovazione in Francia*, by Elena Ragazzi, December
- 23/96 *La relazione tra struttura finanziaria e decisioni reali delle imprese: una rassegna critica dell'evidenza empirica*, by Anna Bottasso, December

#### 1995

- 1/95 *Form of ownership and financial constraints: panel data evidence on leverage and investment choices by Italian firms*, by Fabio Schiantarelli and Alessandro Sembenelli, March
- 2/95 *Regulation of the electric supply industry in Italy*, by Giovanni Fraquelli and Elena Ragazzi, March
- 3/95 *Restructuring product development and production networks: Fiat Auto*, by Giuseppe Calabrese, September
- 4/95 *Explaining corporate structure: the MD matrix, product differentiation and size of market*, by Stephen Davies, Laura Rondi and Alessandro Sembenelli, November
- 5/95 *Regulation and total productivity performance in electricity: a comparison between Italy, Germany and France*, by Giovanni Fraquelli and Davide Vannoni, December
- 6/95 *Strategie di crescita esterna nel sistema bancario italiano: un'analisi empirica 1987-1994*, by Stefano Olivero and Giampaolo Vitali, December
- 7/95 *Panel Ceris su dati di impresa: aspetti metodologici e istruzioni per l'uso*, by Diego Margon, Alessandro Sembenelli and Davide Vannoni, December

#### 1994

- 1/94 *Una politica industriale per gli investimenti esteri in Italia: alcune riflessioni*, by Giampaolo Vitali, May
- 2/94 *Scelte cooperative in attività di ricerca e sviluppo*, by Marco Orecchia, May
- 3/94 *Perché le matrici intersettoriali per misurare l'integrazione verticale?*, by Davide Vannoni, July
- 4/94 *Fiat Auto: A simultaneous engineering experience*, by Giuseppe Calabrese, August

#### 1993

- 1/93 *Spanish machine tool industry*, by Giuseppe Calabrese, November
- 2/93 *The machine tool industry in Japan*, by Giampaolo Vitali, November
- 3/93 *The UK machine tool industry*, by Alessandro Sembenelli and Paul Simpson, November
- 4/93 *The Italian machine tool industry*, by Secondo Rolfo, November
- 5/93 *Firms' financial and real responses to business cycle shocks and monetary tightening: evidence for large and small Italian companies*, by Laura Rondi, Brian Sack, Fabio Schiantarelli and Alessandro Sembenelli, December

Free copies are distributed on request to Universities, Research Institutes, researchers, students, etc.

**Please, write to:**

MARIA ZITTINO, Working Papers Coordinator  
 CERIS-CNR, Via Real Collegio, 30; 10024 Moncalieri (Torino), Italy  
 Tel. +39 011 6824.914; Fax +39 011 6824.966; [m.zittino@ceris.cnr.it](mailto:m.zittino@ceris.cnr.it); <http://www.ceris.cnr.it>

**Copyright © 2005 by CNR-Ceris**

All rights reserved. Parts of this paper may be reproduced with the permission of the author(s) and quoting the authors and CNR-Ceris